



DIW Berlin

Deutsches Institut
für Wirtschaftsforschung

DIW Berlin: Politikberatung kompakt

8

Auswirkungen von länderspezifischen Differenzen in der Lohn-, Preisniveau- und Produktivitätsentwicklung auf Wachstum und Beschäftigung in den Ländern des Euroraums

Ulrich Fritsche
Camille Logeay
Kirsten Lommatzsch
Katja Rietzler
Sabine Stephan
Rudolf Zwiener

unter Mitarbeit von
Cansel Kiziltepe und
Christian Proaño-Acosta

Endbericht

Forschungsprojekt im Auftrag des
Bundesministers für Wirtschaft und Arbeit

Berlin, April 2005

DIW Berlin: Politikberatung kompakt 8

Ulrich Fritsche
Camille Logeay
Kirsten Lommatzsch
Katja Rietzler
Sabine Stephan
Rudolf Ziener

unter Mitarbeit von
Cansel Kiziltepe und
Christian Proaño-Acosta

Auswirkungen von länderspezifischen Differenzen in der Lohn-, Preisniveau- und Produktivitäts- entwicklung auf Wachstum und Beschäftigung in den Ländern des Euroraums

Endbericht

Forschungsprojekt im Auftrag des
Bundesministers für Wirtschaft und Arbeit

Berlin, April 2005

IMPRESSUM

© DIW Berlin, 2005

DIW Berlin
Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung
Königin-Luise-Str. 5
14195 Berlin
Tel. +49 (30) 897 89-0
Fax +49 (30) 897 89-200
www.diw.de

ISBN 3-9809852-6-1
ISSN 1614-6921

Alle Rechte vorbehalten.
Abdruck oder vergleichbare
Verwendung von Arbeiten
des DIW Berlin ist auch in
Auszügen nur mit vorheriger
schriftlicher Genehmigung
gestattet.

Inhaltsverzeichnis

1	EINFÜHRUNG	1
2	UNTERSCHIEDLICHE PREIS- UND LOHNENTWICKLUNGEN INNERHALB EINER WÄHRUNGSUNION	9
2.1	Inflationsunterschiede in der Europäischen Währungsunion	9
2.1.1	Beobachtete Entwicklung seit dem Konvergenzprozess	9
2.1.2	Literaturübersicht	10
2.1.3	Theoretische Überlegungen zu Inflationsdifferenzialen in einer Währungsunion	12
2.1.4	Angleichung der Preise durch Arbitrage im Binnenmarkt	16
2.1.5	Balassa-Samuelson-Effekt	17
2.1.6	Gewichte der Kategorien im HVPI	24
2.1.7	Regulierte und administrierte Preise, Steueranpassungen	24
2.1.8	Ölpreis	25
2.1.9	Schwankungen des nominalen Wechselkurses	26
2.1.10	Konjunkturelle Unterschiede: Anpassung ohne eigene Geldpolitik	28
2.1.11	Übergangs- und Einstiegsprobleme nach der Gründung der Währungsunion	30
2.1.12	Zusammenfassung	35
2.2	Zur Lohnbildung in der EWU	37
2.2.1	Tarifverhandlungssysteme in der EWU	37
2.2.2	Maßstab zur Beurteilung der Lohnpolitik	41
2.2.3	Einflussfaktoren bei der Lohnpolitik	48
2.3	Wachstum, Produktivitäts- und Lohnstückkostenentwicklung in der EWU	51
2.3.1	Wachstum, Beschäftigungs- und Produktivitätsentwicklung	51
2.3.2	Lohn- und Lohnstückkostenentwicklung	52
2.3.3	Andere Lohnindikatoren	57
2.4	Tabellen und Abbildungen Kapitel 2	64
3	LOHN-, PREIS- UND BESCHÄFTIGUNGSREAKTIONEN UND AUßENWIRTSCHAFTLICHE WIRKUNGSZUSAMMENHÄNGE IN DER EWU	107
3.1	Lohn-, Preis Preisgleichung: Einfluss der Lohnstückkosten auf die Inflationsraten - und Beschäftigungsreaktionen in der EWU	107
3.1.1	Lohngleichung	107
3.1.2	Preisgleichung für den Konsumdeflator	116
3.1.3	Beschäftigungsgleichung	123
3.1.4	Zusammenfassung	131
3.2	Reaktionen der Außenhandelspreise in der EWU	134
3.2.1	Vorbemerkung	134
3.2.2	Theorie der unvollkommenen Weitergabe von Wechselkursschwankungen	135
3.2.3	Exportpreise	137
3.2.4	Importpreise	143
3.3	Reaktionen der Außenhandelsmengen in der EWU	149
3.3.1	Vorbemerkung	149
3.3.2	Exportgleichungen	151
3.3.3	Importgleichungen	156

3.3.4	Verknüpfung der Teilergebnisse aus Kapitel 3.2 und 3.3	161
3.3.5	Zusammenfassung	164
4	MODELLSIMULATIONEN ZU DEN WACHSTUMS- UND BESCHÄFTIGUNGSEFFEKTEN IN DER EWU	166
4.1	Simulationen mit dem EBC-Modell des DIW Berlin	166
4.1.1	Zum EBC-Modell des DIW Berlin	166
4.1.2	Nachfrageschock	168
4.1.2	Lohnschock	172
4.1.3	Wechselkursschock	179
4.1.4	Zinsschock	182
4.1.5	Ölpreisschock	185
4.1.6	Fazit	188
4.2	Simulationen mit dem NiGEM-Modell	191
4.2.1	Allgemeine Beschreibung des Modells	191
4.2.2	Nominallohnschock	196
4.2.3	Ölpreisschock	203
4.2.4	Wechselkursschock	206
4.2.5	Zusammenfassung der Simulationsergebnisse	210
4.3	Vergleich der Simulationsergebnisse	210
5	ZUSAMMENFASSUNG UND WIRTSCHAFTSPOLITISCHE SCHLUSSFOLGERUNGEN	213
6	LITERATURVERZEICHNIS	229

Verzeichnis der Abbildungen

Abbildung 1-1 Entwicklung der Inflationsraten ¹ in Europa	2
Abbildung 2-1 Inflationsraten und deren Varianz in Ländern der EWU	74
Abbildung 2-2 EU12 bzw. ausgewählte Länder: Relative Preisniveaus	75
Abbildung 2-3 HVPIKomponenten Industriegüter (ohne Energie) und Dienstleistungen	76
Abbildung 2-4 Euroraum: Durchschnittliche jährliche Wachstumsraten der Produktivität ¹ und der Lohnstückkosten in der Industrie und den Marktdienstleistungen 1996 bis 2003	77
Abbildung 2-5 Euroraum: Durchschnittliche jährliche Wachstumsraten der Deflatoren und der Kompo-	78
Abbildung 2-6 Euroraum: Wachstumsraten in der Industrie und den Marktdienstleistungen 1996 bis 2003 im Vergleich	79
Abbildung 2-7 Frankreich: Wachstumsrate des HVPI insgesamt und des HVPI für Alkohol, Tabak und Tabakwaren	80
Abbildung 2-8 Ölpreis Brent	81
Abbildung 2-9 Irland: Wechselkurs, CPI und Importpreise	82
Abbildung 2-10 Frankreich: Wechselkurs, CPI und Importpreise	83
Abbildung 2-11 Produktionslücke und HVPI ¹ , 1991 – 2003 I	84
Abbildung 2-12 Produktionslücke und HVPI ¹ , 1991 bis 2003 II	85
Abbildung 2-13 Deutschland: Leistungsbilanzdefizite in Prozent des BIP	86
Abbildung 2-14 Realer Wechselkurs DE zu FR, US, UK, IT, NL, AT, BE, ES, Anstieg = reale Abwertung	86
Abbildung 2-15 Realer Wechselkurs DE zu FR, IT, NL, AT, BE, ES; Anstieg = reale Abwertung	87
Abbildung 2-16 Realer Wechselkurs DE zu IT; Anstieg = reale Abwertung	87
Abbildung 2-17 Realer Wechselkurs DE zu ES; Anstieg = reale Abwertung	88
Abbildung 2-18 Realer Wechselkurs DE zu NL; Anstieg = reale Abwertung	88
Abbildung 2-19 Realer Wechselkurs DE zu FR; Anstieg = reale Abwertung	89
Abbildung 2-20 Realer Wechselkurs DE zu BE; Anstieg = reale Abwertung	89
Abbildung 2-21 Realer Wechselkurs DE zu AT; Anstieg = reale Abwertung	90
Abbildung 2-22 Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Deutschland	91
Abbildung 2-23 Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Frankreich	92
Abbildung 2-24 Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Italien	93
Abbildung 2-25 Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Niederlande	94
Abbildung 2-26 Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Spanien	95
Abbildung 2-27 Entwicklung des Wachstums ¹ in Europa	96
Abbildung 2-28 Entwicklung der Produktivität ¹ in Europa	97
Abbildung 2-29 Entwicklung der Arbeitslosenquoten ¹ in Europa	98
Abbildung 2-30 Entwicklung der Lohnkosten je Beschäftigten ¹ in Europa	99
Abbildung 2-31 Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Europäische Währungsunion	100
Abbildung 2-32 Entwicklung der Lohnstückkosten in Europa	101
Abbildung 2-33 Entwicklung der realen Lohnstückkosten ¹ in Europa	102

Abbildung 2-34 Entwicklung des privaten Verbrauchs ¹ in Europa	103
Abbildung 2-35 Entwicklung der Unternehmens- und Vermögenseinkommen ¹ in Europa	104
Abbildung 2-36 Lohnindikatoren ¹ I	105
Abbildung 2-37 Lohnindikatoren ¹ II	106
Abbildung 3-1 Lohngleichungen: Einfluss der Arbeitslosigkeit	113
Abbildung 3-2 Lohngleichungen: Einfluss der Arbeitsproduktivität	114
Abbildung 3-3 Lohngleichungen: Einfluss der Preise	115
Abbildung 3-4 Preisgleichung: Einfluss des Importpreises auf die Konsumdeflatoren	120
Abbildung 3-5 Preisgleichung: Einfluss der Lohnstückkosten auf die Konsumdeflatoren	122
Abbildung 3-6 Beschäftigungsgleichung: Einfluss Reallöhne	130
Abbildung 3-7 Beschäftigungsgleichung: Einfluss Reallöhne	130
Abbildung 3-8 Alle Partialsimulationen	133
Abbildung 3-9 Entwicklung der Export- und Importpreise von 1980:1-2002:4	138
Abbildung 3-10 Wirkung einer 10%igen Erhöhung der Importpreise auf die Exportpreise	142
Abbildung 3-11 Wirkung einer 10%igen Erhöhung des inländischen Preisniveaus auf die Exportpreise	143
Abbildung 3-12 Wirkung einer 50%igen Erhöhung des Ölpreises auf die Importpreise	147
Abbildung 3-13 Wirkung einer 10%igen realen Aufwertung gegenüber dem US-Dollar auf die Importpreise	149
Abbildung 3-14 Wirkung einer 10%igen Erhöhung der Nachfrage aus der EWU auf die Exporte in die EWU	155
Abbildung 3-15 Wirkung einer 10%igen Aufwertung der heimischen Währung auf die Exporte in die EWU	156
Abbildung 3-16 Wirkung einer 10%igen Erhöhung der inländischen Nachfrage auf die Importe	159
Abbildung 3-17 Wirkung einer 10%igen Erhöhung der Exporte auf die Importe	160
Abbildung 3-18 Wirkung einer 10%igen Erhöhung des relativen Importpreises auf die Importe	161
Abbildung 4-1 Auswirkungen eines Nachfrageschocks aus dem europäischen Ausland auf Deutschland	169
Abbildung 4-2 Auswirkungen eines Nachfrageschocks aus dem europäischen Ausland auf Frankreich, die Niederlande und Spanien	171
Abbildung 4-3 Auswirkungen eines Nachfrageschocks aus dem europäischen Ausland auf Frankreich, die Niederlande und Spanien	172
Abbildung 4-4 Symmetrischer Lohnschock	173
Abbildung 4-5 Symmetrischer Lohnschock	174
Abbildung 4-6 Lohnzuwachs gleich Produktivitätszuwachs plus 2% I	176
Abbildung 4-7 Lohnzuwachs gleich Produktivitätszuwachs plus 2% II	177
Abbildung 4-8 Lohnzuwachs gleich Produktivitätszuwachs plus 2% III	178
Abbildung 4-9 Lohnzuwachs gleich Produktivitätszuwachs plus 2% IV	179
Abbildung 4-10 Abwertung des Euro I	180
Abbildung 4-11 Abwertung des Euro II	181
Abbildung 4-12 Abwertung des Euro III	182
Abbildung 4-13 Abwertung des Euro IV	182

Abbildung 4-14 Erhöhung des Geldmarktzinses in der EWU um 1 %-Punkt I	184
Abbildung 4-15 Erhöhung des Geldmarktzinses in der EWU um 1 %-Punkt II	185
Abbildung 4-16 Ölpreisschock I	186
Abbildung 4-17 Ölpreisschock II	188
Abbildung 4-18 Reaktion der nominalen Stundenlöhne (Variable = NWAGE, Abweichung von Basislösung in Prozent)	196
Abbildung 4-19 Reaktion der Reallöhne (Variable = RWAGE, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	197
Abbildung 4-20 Reaktion des Konsumausgabendeflators (Variable = CED, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	198
Abbildung 4-21 Reaktion der realen Warenexporte (Variable = XVOL, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	199
Abbildung 4-22 Reaktion des realen Bruttoinlandsprodukts (Variable = Y, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	199
Abbildung 4-23 Reaktion der realen Warenimporte (Variable = MVOL, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	200
Abbildung 4-24 Reaktion der Beschäftigung (Variable = EE, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	200
Abbildung 4-25 Reaktion der Arbeitslosenquote (Variable = U, Abweichung von der Basislösung in Prozentpunkten)	201
Abbildung 4-26 Reaktion des realen Bruttoinlandsprodukts im Euroraum insgesamt (Variable = Y, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	202
Abbildung 4-27 Reaktion des Deflators des privaten Konsums im Euroraum (Variable = CED, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	202
Abbildung 4-28 Reaktion der kurzfristigen Zinsen (Variable = R3M, Abweichung von der Basislösung in Prozentpunkten)	203
Abbildung 4-29 Reaktion des realen Bruttoinlandsprodukts (Variable = Y, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	204
Abbildung 4-30 Reaktion des Konsumausgabendeflators (Variable = CED, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	205
Abbildung 4-31 Reaktion der nominalen Stundenlöhne (Variable = NWAGE, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	205
Abbildung 4-32 Reaktion der realen Stundenlöhne (Variable = RWAGE, Abweichung von der Basislösung in Prozent)	206
Abbildung 4-33 Effektive Wechselkurse und kurzfristige Zinsen im Euroraum und in den USA (Abweichung von der Basissimulation in Prozent bzw. Prozentpunkten)	208
Abbildung 4-34 Reaktion des Konsumausgabendeflators auf einen Wechselkursschock (Variable = CED, Abweichung von der Basissimulation in Prozent)	208
Abbildung 4-35 Reaktion der nominalen Stundenlöhne auf einen Wechselkursschock (Variable = NWAGE, Abweichung von der Basissimulation in Prozent)	209
Abbildung 4-36 Reaktion des Bruttoinlandsprodukts auf einen Wechselkursschock (Variable = Y, Abweichung von der Basissimulation in Prozent)	209

Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 2–1 Durchschnittliche Abweichungen der HVPI-Zuwachsraten vom Durchschnitt des Euroraums	10
Tabelle 2–2 Vergleich der verschiedenen Lohnindikatoren	61
Tabelle 2–3 Hypothetische Inflationsraten bei Gelten des Balassa-Samuelson Modells	65
Tabelle 2–4 Hypothetische Inflationsraten bei Gelten des Balassa-Samuelson Modells	66
Tabelle 2–5 Vergleich zwischen beobachteten Inflationsraten und den durch das BS-Modell unterstellten Raten	67
Tabelle 2–6 Gewichte der Hauptkomponenten am HVPI	68
Tabelle 2–7 IWF: Direction of trade statistics	69
Tabelle 2–8 Tarifverhandlungssysteme in der EU	70
Tabelle 2–9 Stabilitätsgerechter Lohnerhöhungsspielraum	71
Tabelle 2–10 Lohn-, Preis- und Produktivitätsentwicklung in der EWU	72
Tabelle 2–11 Lohnindikatoren in der EWU	73
Tabelle 3–1 Lohngleichungen	109
Tabelle 3–2 Preisgleichungen	117
Tabelle 3–3 Beschäftigungsgleichungen	125
Tabelle 3–4 Langfristige Elastizitäten	134
Tabelle 3–5 Exportpreisgleichungen	139
Tabelle 3–6 Importpreisgleichungen	145
Tabelle 3–7 Gleichungen für die Warenexporte in die EWU	152
Tabelle 3–8 Importgleichungen	158
Tabelle 3–9 Auswirkungen einer 10%igen Erhöhung des Ölpreises auf die Importnachfrage	162
Tabelle 3–10 Auswirkungen einer 10%igen Erhöhung des Ölpreises auf die Exportnachfrage	163

1 Einführung

Im Vorfeld der Europäischen Währungsunion (EWU) sind heftige Kontroversen über die erwarteten ökonomischen Vor- und Nachteile der Einführung einer einheitlichen europäischen Währung geführt worden. Kritiker einer EWU hatten befürchtet, dass es nicht gelingen würde, den Euro zu einer ähnlich „stabilen“ Währung wie die D-Mark zu machen. Es wurde argumentiert, dass die ökonomischen und institutionellen Unterschiede zwischen den Beitrittsländern zu groß seien und nicht den Anforderungen an einen „optimalen“ Währungsraum entsprächen, so dass nominale und realwirtschaftliche Friktionen im Währungsgebiet zu erwarten seien.

Um diesen Einwänden zu begegnen, wurden sowohl die Startbedingungen für die Währungsunion als auch die Regelungen zur Geld- und Finanzpolitik nach Beginn der Währungsunion genau definiert. Zu den Startbedingungen gehörte die Einhaltung der sog. Konvergenzkriterien¹ bezüglich der Inflationsraten, des Wechselkurses und der Staatsverschuldung. Die teilnehmenden Länder unternahmen erhebliche Anstrengungen, diese Bedingungen zu erfüllen. Niveau und Varianz der Inflationsraten wurden in diesen Ländern binnen weniger Jahre bis zum Beginn der EWU daher deutlich gesenkt (siehe Abbildung 1-1). Einige Länder haben infolge der dafür notwendigen restriktiven Wirtschaftspolitik im Vorfeld der Währungsunion auch nur ein unterdurchschnittliches Wirtschaftswachstum realisieren können.

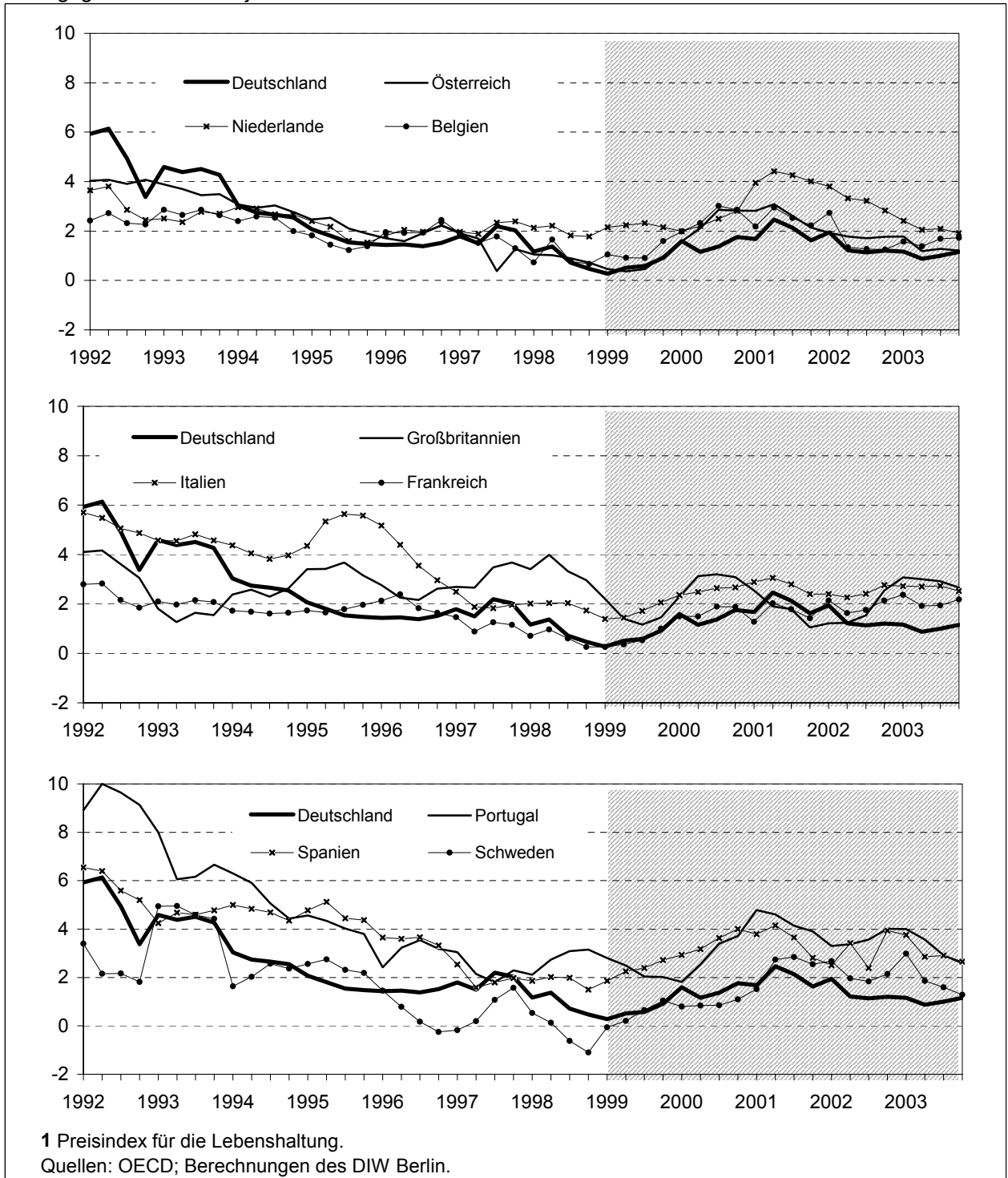
Um die Stabilität des Euro zu „garantieren“, wurden besondere Regelungen zur Geld- und Finanzpolitik vereinbart. So orientiert sich das Statut der Europäischen Zentralbank (EZB) an dem der Deutschen Bundesbank, und die EZB wurde in erster Linie auf die Einhaltung der Preisstabilität verpflichtet. Mit den Regelungen im Stabilitäts- und Wachstumspakt wurde auch der finanzpolitische Handlungsspielraum im Hinblick auf die Verschuldungsmöglichkeiten der einzelnen Mitgliedsländer eingeengt. Letztlich wurden alle Länder auf mindestens ausgeglichene öffentliche Haushalte verpflichtet. Beide Regelungen sind in ihrer Intention darauf ausgerichtet, die Preisniveaustabilität in der EWU zu sichern.

¹ Die Konvergenzkriterien geben fünf Ziele vor:

- Das Verhältnis des öffentlichen Defizits zum Bruttoinlandsprodukt (BIP) soll 3 Prozent nicht überschreiten;
- das Verhältnis des öffentlichen Schuldenstands zum Bruttoinlandsprodukt soll 60 Prozent nicht überschreiten;
- der Grad an Preisstabilität muss anhaltend hoch sein, und die während des letzten Jahres vor der Prüfung gemessene durchschnittliche Inflationsrate darf um nicht mehr als eineinhalb Prozentpunkte über der Inflationsrate der drei Mitgliedstaaten liegen, die auf dem Gebiet der Preisstabilität das beste Ergebnis erzielt haben;
- der durchschnittliche langfristige Nominalzinssatz darf um nicht mehr als 2 Prozentpunkte über dem entsprechenden Satz in den drei Mitgliedstaaten liegen, die auf dem Gebiet der Preisstabilität das beste Ergebnis erzielt haben;
- die im Rahmen des Wechselkursmechanismus des Europäischen Währungssystems (EWS) vorgesehenen normalen Bandbreiten müssen zumindest in den letzten zwei Jahren vor der Prüfung ohne starke Spannungen eingehalten worden sein.

Abbildung 1-1
Entwicklung der Inflationsraten¹ in Europa

In % gegenüber dem Vorjahr



Mit dem Start der Europäischen Währungsunion ist aus einer Vielzahl kleinerer oder allenfalls mittlerer außenwirtschaftlich orientierter Volkswirtschaften in Europa eine große, eher binnenwirtschaftlich ausgerichtete Volkswirtschaft entstanden. Damit änderten sich in kurzer Zeit nennenswerte gesamtwirtschaftliche Rahmenbedingungen für die teilnehmenden Länder. Die wichtigsten Änderungen betreffen sicherlich den Wegfall des Wechselkursmechanismus für die eigene Währung und den Verzicht auf eine nationale Geldpolitik. Damit haben sich die Bedingungen für die äußere und die innere Stabilität einer auf einem nationalen Hoheitsgebiet gültigen Währung drastisch verändert. Einflüsse auf den Wechselkurs durch ehemals nationale Überschüsse bzw. Defizite im Außenhandel entfallen. Jetzt haben nur noch die Überschüsse bzw. Defizite des gesamten Euroraums Bedeutung für den nominalen Wechselkurs. In der Vergangenheit führten dagegen nationale außenwirtschaftliche Ungleichgewichte – in Abhängigkeit von der Einschätzung der Devisenmärkte – nach einiger Zeit zu einer Veränderung des Wechselkurses der nationalen Währung. Hohe und anhaltende Leistungsbilanzdefizite, ein unterdurchschnittliches Wirtschaftswachstum und überdurchschnittliche Inflationsraten – um nur die wichtigsten Einflussfaktoren zu nennen – lösten in der Regel eine (nominale) Abwertung der nationalen Währung aus. Mit dieser Korrektur wurde die außenwirtschaftliche Wettbewerbsfähigkeit eines Landes wieder hergestellt, doch gleichzeitig verschärften sich dadurch häufig die internen Stabilitätsprobleme. Die Wechselkursanpassungen verliefen zudem selten kontinuierlich. Starke Schwankungen auf den Devisenmärkten lösten häufig übermäßige Preis- und Mengenanpassungen im Außenhandel aus.

Alle diese Anpassungsreaktionen fielen mit Beginn der EWU weg. Außenwirtschaftliche Gleichgewichte wurden auf nationaler Ebene für die nominale Wechselkursbildung unwichtig. Wichtig blieb allerdings die Erhaltung der internationalen Wettbewerbsfähigkeit der nationalen Volkswirtschaften. Diese diente weiterhin dazu, langfristig Wachstum und Beschäftigung zu sichern. Konnte nicht mehr auf Wechselkursanpassungen zurückgegriffen werden, um die internationale Wettbewerbsfähigkeit zu sichern, bedurfte es anderer Regelungen. Im Kern musste es gelingen, die nun in einer einheitlichen Währung gemessenen Lohnstückkostensteigerungen nicht stärker als im Durchschnitt der anderen Länder der Währungsunion ansteigen zu lassen. Dies konnte mit Hilfe moderater Lohnsteigerungen und/oder hoher Produktivitätszuwächse gelingen. Diese beiden möglichen Strategien werden weiter unten erörtert.

Der Verzicht auf eine eigenständige nationale Geldpolitik hatte ebenfalls nennenswerte Implikationen für die gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen der Mitgliedsländer der EWU. In der Vergangenheit war die nationale Geldpolitik für die innere und äußere Geldwertstabilität und das Wirtschaftswachstum verantwortlich. Bereits in den Jahren vor Beginn der EWU verloren etliche Kandidaten für die EWU faktisch ihre Souveränität über die nationale Geldpolitik. Die angestrebte monetäre Konvergenz vor Eintritt in die EWU verlangte eine Harmonisierung der europäischen Geldpolitik. De facto gab die Bundesrepublik Deutschland als das Land mit den niedrigsten Preissteigerungen und als größte Volkswirtschaft Europas mit einer gewissen Bedeutung der D-Mark als weltweite Reservewährung das Stabilitätsziel vor, an das sich die anderen Länder anpassen mussten. Bei den geforderten unveränderten Wechselkursen wären die übrigen Länder ansonsten Gefahr gelaufen, ihre Wettbewerbsfähigkeit zu verlieren.

Die Deutsche Bundesbank orientierte ihre Geldpolitik in erster Linie an ihren Zielen für die innere und äußere Geldwertstabilität der D-Mark. Dies führte insbesondere in Ländern, die aufgrund deutlich höherer Inflationsraten als in Deutschland einen erheblichen Konvergenzbedarf hatten, zu internen Spannungen und zu Erwartungen der Märkte, dass die entsprechenden Währungen in Zukunft abwerten würden. Im Falle Großbritanniens, Italiens, Spaniens und Portugals gab es in den 90er Jahren noch starke Abwertungen gegenüber den anderen EWU-Beitrittskandidaten.

Nach Beginn der Währungsunion änderten sich die Rahmenbedingungen sowohl für Deutschland als auch für die anderen EWU-Mitgliedsländer erheblich. Grundsätzlich orientiert sich die Geldpolitik der EZB an der europäischen und nicht an der deutschen Inflationsentwicklung. Das Zinsniveau innerhalb der EWU ist einheitlich. Länder, die im Vorfeld der EWU zu einer monetären Restriktion gezwungen waren, um die Eintrittsbedingungen zu erfüllen, profitierten gleich mehrfach vom Start der EWU. Das europäische Zinsniveau war deutlich niedriger als das vormals nationale. Damit wurde die monetäre Restriktion gelockert. Die Restriktionen in Bezug auf nationale Lohn- und Preiserhöhungen waren auch erst einmal aufgehoben, da sich die EZB bei ihrem Inflationsziel am gewichteten europäischen Durchschnitt orientieren musste. Überschreitungen des Ziels für die Inflationsrate in einem Land wurden nicht mehr direkt durch die nationale Zentralbank und/oder die Finanzmärkte sanktioniert.

Diese veränderte Situation kann – zumindest theoretisch – insbesondere für kleinere Mitgliedsländer oder Länder mit vergleichsweise niedrigen Import- und Exportanteilen eine Veränderung im lohnpolitischen Verhalten hervorrufen.² Vor Beginn der EWU hätte jede nationale Zentralbank mit einem harten geldpolitischen Kurs auf überzogene Lohnerhöhungen reagiert. Zudem wäre das Land unmittelbar von einer Abwertung bedroht gewesen. In vielen potentiellen Mitgliedsländern der EWU gab es auch einen nationalen Konsens darüber, alle Anstrengungen zu unternehmen, um Mitglied der EWU zu werden. Nachdem dies erreicht wurde, fielen die direkten Sanktionsmöglichkeiten gegen „übermäßige“ Lohnerhöhungen schlagartig weg. Für die Bürger und Unternehmen eines Landes mit überdurchschnittlichen Lohn- und Inflationsraten sinken die Nominal- und Realzinsen, und die Staatseinnahmen steigen überproportional verglichen mit einer Situation flexibler Wechselkurse. Je kleiner das Land, um so geringer fällt die implizite Reaktion der EZB aus. In dieser Konstellation kann das Wachstum zumindest kurzfristig über niedrigere Realzinsen zusätzlich angeregt werden. Dies ist gleichsam eine „Belohnung“ für überdurchschnittliche Lohn- und Preissteigerungen und damit von den Anreizwirkungen her problematisch. Problematisch an dieser Entwicklung ist aber auch der Verlust an Wettbewerbsfähigkeit gegenüber dem Ausland. Dies betrifft zwar nur den Sektor der nationalen Volkswirtschaft, der Güter produziert, die in direkter Konkurrenz zu ausländischen Gütern stehen. Solange es gelingt, in diesem Sektor überdurchschnittliche Produktivitätseffekte zu erzielen, entsteht kein Wettbewerbsproblem trotz insgesamt überdurchschnittlicher Lohn- und Preissteigerungen. Dabei sind Länder mit unterdurchschnittlichen Import- und Exportquoten auch nur unterdurchschnittlich vom Verlust der Wettbewerbsfähigkeit betroffen.

² Diese Kriterien treffen auf fast alle EWU-Länder zu.

Im Übrigen ist der Verlust an internationaler Wettbewerbsfähigkeit – soweit er besteht – ein eher schleichender Prozess. Am Anfang des Prozesses können die expansiven Wirkungen vergleichsweise niedriger Nominal- und Realzinsen die kontraktiven Wirkungen überdurchschnittlicher Lohnstückkostensteigerungen sogar noch überkompensieren mit dem Effekt, dass das Wachstum zuerst im Saldo noch begünstigt wird. Erst nach einiger Zeit schlagen die kontraktiven Effekte auf Wachstum und Beschäftigung durch. Dies wiederum dürfte den weiteren Lohnanstieg dämpfen. Langsam wird das Land dann wieder international wettbewerbsfähig. Der gesamte Anpassungsprozess kann jedoch relativ lange dauern und hängt von den Anpassungsreaktionen auf dem Arbeitsmarkt ab.

Vergleicht man die Wirkungen, die von „überhöhten“³ Lohnsteigerungen in einem Land mit einer eigenen Währung ausgelöst werden mit denen, die eintreten, wenn sich das gleiche Land innerhalb einer Währungsunion befindet, dann werden zum einen das andere zeitliche Ablaufmuster und die Unterschiede bei der Entwicklung der Realzinsen deutlich. Weitere Unterschiede dürften in der internen Preisentwicklung bestehen. „Überhöhte“ Lohnsteigerungen führen im Falle relativ freier Wechselkurse über kurz oder lang zu einer Abwertung der eigenen Währung mit der Folge, dass die Importpreise steigen und sich das inländische Preisniveau erneut erhöht. Befindet sich das Land mit „überhöhten“ Lohnsteigerungen innerhalb einer Währungsunion, dann „importiert“ das Land dagegen weiterhin Preisstabilität, da die Importpreise durch die eigenen höheren Lohnsteigerungen nicht direkt beeinflusst werden. Im Bereich der handelbaren Güter wirken die Importgüterpreise darüber hinaus – aus Konkurrenzgründen – stabilisierend auf das inländische Preisniveau; ceteris paribus reduziert dies die Gewinnmargen der im internationalen Wettbewerb stehenden Unternehmen. Der Druck zur Realisierung hoher Produktivitätssteigerungen nimmt damit für diese Unternehmen zu. Allerdings profitieren die Unternehmen in dem Land mit den „überhöhten“ Lohnsteigerungen von den vergleichsweise niedrigen Nominal- und insbesondere Realzinsen und – zumindest anfangs – von einer höheren internen Nachfrage. Im Zusammenspiel der verschiedenen Faktoren auf gesamtwirtschaftlicher Ebene können die Unternehmensgewinne sogar weiter zunehmen.

Im Herbst 2004 sind fast sechs Jahre seit dem Start der EWU vergangen. Der Außenwert des Euro gegenüber dem US-Dollar liegt – nach einer längeren Schwächephase – wieder über seinem Einstandskurs. Überlagert von starken Energiepreisänderungen konnte die Preisniveaustabilität des Euro weitestgehend erreicht werden. Die Inflationsrate für das Eurogebiet insgesamt – gemessen am HVPI – lag im Sommer 2004 bei 2,3% und damit leicht über der Zielinflationsrate der EZB. In den Vorjahren schwankte der HVPI – bei teilweise starken Energiepreissteigerungen – zwischen 1,1% und 2,3%. Insofern wurde das Ziel der Preisniveaustabilität auf EWU-Ebene insgesamt seit 1999 im Durchschnitt der Jahre erreicht.

Allerdings gilt dies nicht für jedes einzelne Mitgliedsland. Seit der Einführung der gemeinsamen Währung hat die Divergenz der Inflationsraten zwischen den Ländern zeitweise wieder zugenommen. Dabei weisen einige Länder dauerhaft Raten unter dem Durchschnitt des Euroraums

³ „Überhöht“ im Sinne einer Abweichung der nationalen Lohnstückkostenentwicklung vom Durchschnitt in der Eurozone.

und der Zielinflationsrate der EZB auf (vor allem Deutschland und Österreich), während andere Länder (Spanien, die Niederlande, Irland, Portugal und Griechenland) mit Inflationsraten von zeitweise über 4% die Zielinflationsrate der EZB deutlich überschreiten. Dasselbe gilt für die Lohnzuwächse: Im Euroraum ebenso wie in den meisten Mitgliedsländern fielen die Zuwächse nach Gründung der Währungsunion höher aus als in den Jahren zuvor, während sie in Deutschland deutlich unter dem Durchschnitt des Euroraums lagen. Zugleich hat Deutschland in den vergangenen Jahren im Durchschnitt ein niedrigeres Wachstum erreicht als z.B. Spanien mit seiner überdurchschnittlichen Inflationsrate.

Unterschiedliche Inflationsraten in den Mitgliedsländern einer Währungsunion stellen *per se* kein Problem für die Stabilität der Währung oder für die Effizienz der Geldpolitik dar. Vielmehr sind unterschiedliche Inflationsraten der verbleibende Anpassungsmechanismus in der Währungsunion, wenn Ökonomien in unterschiedlicher Weise Schocks ausgesetzt sind. Schließlich wird hierdurch der reale Wechselkurs verändert. Zudem wird häufig argumentiert, dass es im Rahmen der realen Konvergenz, d.h. des aufholenden Wachstums von Ländern mit niedrigerem Einkommensniveau, zu einer Angleichung der Preisniveaus über höhere Inflationsraten kommen muss. Inflationsunterschiede wären damit vor allem strukturell begründet. Jedoch kann die Tatsache, dass Inflationsraten bestimmter Länder *über einen längeren Zeitraum* über oder unter dem Durchschnitt der Währungsunion liegen, Funktionsprobleme der Währungsunion widerspiegeln, die letztlich das Wachstum behindern. Zum einen kann das Auseinanderlaufen der Inflationsraten darauf hinweisen, dass die Korrektur der relativen Preise (realen Wechselkurse) nur langsam erreicht wird. Zum anderen kann es Symptom tiefer liegender struktureller Probleme, zum Beispiel bei den Lohnsetzungsverfahren, sein, die selbst Urheber asymmetrischer Schocks sind.

In dieser Studie wird auf eine Reihe von zentralen Fragen eingegangen:

- Erstens geht es darum herauszufinden, auf welche Ursachen die unterschiedlichen Lohn- und Preisentwicklungen im Euroraum zurückgeführt werden können. Inwieweit sind die unterschiedlichen Inflationsraten durch Lohnentwicklungen verursacht?
- Von besonderem Interesse ist zudem die Funktionsweise der Lohnpolitik in den Mitgliedsländern unter den Bedingungen der Währungsunion. Hat sich das lohnpolitische Verhalten in einzelnen Mitgliedsländern des Euroraums seit dem Beginn der Währungsunion geändert?
- Wie werden externe Schocks, insbesondere Ölpreisschocks und abrupte Wechselkursänderungen des Euro in den einzelnen Mitgliedsländern, verarbeitet? Haben sie zu den Inflationsdifferenzen beigetragen?
- Der besonderen Rolle Deutschlands mit seiner unterdurchschnittlichen Lohn- und Preisentwicklung soll in der Analyse besondere Aufmerksamkeit geschenkt werden.

Des Weiteren soll untersucht werden, wie sich diese Unterschiede in der Entwicklung von Löhnen und Preisen auf das Wirtschaftswachstum und die Beschäftigung in den wichtigsten EWU-Mitgliedsstaaten ausgewirkt haben. In diesem Kontext sollen auch die Übertragungswege von Preisen und Mengen im Außenhandel genauer analysiert werden.

Ausgangspunkt dieser Arbeit ist der empirische Befund über Inflationsdifferenzen und Lohnentwicklungen in der EWU (**Kapitel 2**). Dazu gehören zuallererst die Beschreibung und Analyse der Fakten. Für die wichtigsten Länder der EWU werden die entsprechenden Daten zusammengetragen. Es folgen Hypothesen zur theoretischen Erklärung der Inflationsdifferenzen innerhalb der EWU. Hierzu gehören der Balassa-Samuelson-Effekt, divergierende Wettbewerbssituationen in einzelnen Ländern, Konjunkturunterschiede, Unterschiede im Lohnsetzungsverhalten, die unvollständige Kompensation von Wettbewerbsveränderungen über reale Auf- bzw. Abwertungen, „falsche“ reale Wechselkurse zu Beginn der Währungsunion und die Einflüsse der Finanzpolitik in den einzelnen Ländern. Die Lohnentwicklung in der EWU wird detailliert nachgezeichnet. Was waren die treibenden Kräfte für die Lohnentwicklung in den einzelnen Ländern? In welchem Ausmaß sind die nationalen Lohnpolitiken in Konflikt mit der europäischen Geldpolitik geraten? Wachstum, Produktivitäts- und Lohnstückkostenentwicklungen werden für einzelne Länder der EWU analysiert.

In **Kapitel 3** werden die Interdependenzen von Löhnen, Preisen und der Beschäftigungsentwicklung empirisch untersucht. Ein Teil der Wechselwirkungen besteht zwischen den jeweiligen binnenwirtschaftlichen Variablen, andere werden über die außenwirtschaftlichen Einflussgrößen innerhalb der EWU vermittelt. Um die binnenwirtschaftlichen Interdependenzen aufzudecken, werden Lohn-, Beschäftigungs- und Preisfunktionen spezifiziert und für ausgewählte europäische Länder geschätzt. Diese Schätzgleichungen werden insbesondere auf ihre Stabilität hin getestet, wobei besondere Aufmerksamkeit auf den Beginn der EWU gelegt wird. Um die außenwirtschaftlichen Interdependenzen offen zu legen, wird die Bedeutung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit für Importe und Exporte und die Übertragung über Import- und Exportpreise zuerst theoretisch erörtert und anschließend empirisch überprüft.

In **Kapitel 4** werden die makroökonomischen Interdependenzen im Rahmen eines Mehr-Länder-Modells untersucht. Dazu wird der Einfluss der Lohn-, Geld- und Finanzpolitik auf Wachstum und Beschäftigung in der EWU mit Hilfe von Simulationsstudien analysiert. Die Simulationen betrachten die Reaktion auf externe Schocks und die Effekte von autonomen Nominallohnveränderungen. Bei den externen Schocks werden Zins- und Nachfrageschocks, Ölpreisschocks und starke Wechselkursänderungen in ihren Auswirkungen auf Löhne, Preise und Beschäftigung (Produktivität) in ausgewählten Ländern der EWU untersucht. Dazu wird das makroökonomische European Business Cycle Modell (EBC-Modell) des DIW Berlin eingesetzt.

In **Kapitel 5** folgt eine Zusammenfassung und der Versuch, wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen zu ziehen. Dazu gehört einmal die Analyse, ob in der Anfangsphase der EWU ein Bedarf für einen gewissen Spielraum der Preisanpassung nach oben in einigen Mitgliedsländern bestanden haben dürfte. Dabei würde es sich aber nur um ein vorübergehendes Phänomen handeln, das in der Zwischenzeit weitgehend abgeschlossen sein sollte. Sollte es aufgetreten sein, dann hätte es Implikationen für die Geldpolitik in der Form gehabt, dass eigentlich ein breiterer geldpolitischer Mantel für die Länder der Eurozone angebracht gewesen wäre. Die Frage „falscher“ Einstiegswechselkurse spielt bei den Anfangsproblemen auch eine Rolle.

Welche Funktion hat die Finanzpolitik in einer Währungsunion? Angesichts des Verhaltens der Finanzpolitik in Deutschland stellt sich die Frage, ob die Konstruktion des Stabilitäts- und Wachstumspaktes mit zur prozyklischen Ausrichtung in den letzten Jahren beigetragen hat.

Der Schwerpunkt der Diskussion liegt eindeutig auf der Lohnpolitik. Dazu gehört die Frage nach der „optimalen“ Lohnpolitik für die einzelnen Mitgliedsländer. Falls es eine solche „optimale“ Lohnpolitik überhaupt gibt, stellt sich als nächstes die Frage nach den Anreizen, sich danach zu verhalten. Aus deutscher Sicht bleibt „unverständlich“, warum die lohnpolitische Zurückhaltung in Deutschland während der letzten Jahre nicht wachstums- und beschäftigungspolitisch belohnt wurde. Belohnt wurden offenbar Länder wie Spanien, die mit ihren überdurchschnittlichen Lohn- und Preissteigerungen auch überdurchschnittliche Wachstums- und Beschäftigungsentwicklungen aufwiesen.

2 Unterschiedliche Preis- und Lohnentwicklungen innerhalb einer Währungsunion

2.1 Inflationsunterschiede in der Europäischen Währungsunion

2.1.1 Beobachtete Entwicklung seit dem Konvergenzprozess

Nach Beginn der Währungsunion haben sich die Preissteigerungsraten der Mitgliedsländer über mehrere Jahre wieder stärker unterschieden als während des Konvergenzprozesses. Die Raten lagen im Durchschnitt höher als in den zwei Jahren vor Beginn der Währungsunion, dem Referenzzeitraum für die Beurteilung der nominalen Konvergenz.

Wie in Abbildung 2-1 (siehe Kapitel 2.4) ersichtlich, sank die gewichtete¹ monatliche EU12-Inflationsrate bis Ende des Jahres 1999 kontinuierlich und stieg dann bis Mitte 2001 auf ein Niveau von immerhin 3%. Ungewichtet, d.h. als einfacher Durchschnitt der Raten, betrug der Preisanstieg zu diesem Zeitpunkt sogar 3,5%. Seit Mitte 2001 ist die Inflationsrate der EU12 langsam wieder zurückgegangen, auf unter 2% zu Beginn des Jahres 2004. Allerdings überstieg die durchschnittliche Rate im Euroraum diejenige in Deutschland um einen Prozentpunkt. Betrachtet man die Varianz der gewichteten EU12-Inflationsrate (ohne Griechenland), so kann festgestellt werden, dass diese im Vorlauf zur Währungsunion (1997-98) gering ausfiel, jedoch schon im Verlauf des Jahres 1998 zunahm. Im Jahr 2000 erhöhte sich die Varianz der Raten gravierend; eine signifikante Abnahme der Varianz kann erst seit Beginn des Jahres 2003 beobachtet werden.

Die wieder angestiegene Variabilität der Inflationsraten ist zudem begleitet von persistenten Abweichungen, d.h. bestimmte Länder verzeichnen über die gesamte Zeit Raten über oder unter dem Durchschnitt des Euroraums.

Tabelle 2-1 zeigt für den Zeitraum 1997-2003, dass die Raten in einigen Ländern (Griechenland, Spanien, Irland, Niederlande und Portugal) dauerhaft den durchschnittlichen Wert überschritten, in anderen (Deutschland, Österreich und Frankreich) hingegen unter dem Durchschnitt lagen. Bei einem Blick auf den ungewichteten Durchschnitt verändert sich das Bild leicht: Deutschland, Österreich und Frankreich sind nun deutlicher unter dem Durchschnitt. Belgien, Finnland und Luxemburg weisen nun auch leicht negative Abweichungen auf. Größere Inflationsdifferenzen im Vergleich zum Durchschnitt der Union weisen somit vor allem die kleineren Mitgliedsstaaten auf.

Die durchschnittliche Abweichung in den Jahren 1997-1999, d.h. im Konvergenzprozess und dem ersten Jahr der Währungsunion, unterscheidet sich zudem von jener in den Jahren 2000-2002, als – ausgelöst durch die Abwertung des Euro und Preisschübe durch steigende Lebensmittel- und Energiepreise – die Inflationsraten wieder zunahmen und eine größere Varianz zwischen den Mitgliedsstaaten verzeichnet wurde. Zum Teil hat sich die Richtung der Abweichung vom

¹ Gewichtet mit den BIP-Anteilen.

Durchschnitt geändert, wie z.B. in den Niederlanden, in anderen Ländern haben sich die Abweichungen auch verstärkt (Deutschland, Spanien).

Tabelle 2–1

Durchschnittliche Abweichungen der HVPI-Zuwachsraten vom Durchschnitt des Euroraums

	Abweichung vom gewichteten Durchschnitt	Abweichung vom ungewichteten Durchschnitt		
	1997-2003	1997-2003	1997-1999	2000-2002
Belgien	-0.1	-0.6	-0.6	-0.6
Deutschland	-0.6	-1.1	-0.9	-1.3
Griechenland	1.9	1.4	3.9	0.6
Spanien	0.9	0.4	0.4	0.4
Frankreich	-0.3	-0.8	-0.7	-1.0
Irland	1.6	1.1	-0.2	1.8
Italien	0.5	0.0	0.6	-0.4
Luxemburg	0.2	-0.3	-0.9	0.1
Niederlande	0.9	0.5	-0.3	0.9
Österreich	-0.4	-0.9	-0.8	-0.9
Portugal	1.1	0.6	0.3	0.8
Finnland	0.0	-0.4	-0.8	-0.3
Quelle: Eurostat; eigene Berechnungen.				

2.1.2 Literaturübersicht

Die wieder stärker divergierenden Inflationsraten im Euroraum haben das Interesse sowohl der politischen Institutionen als auch der Forscher für die Ursachen unterschiedlicher Inflationsraten geweckt. Seit der Gründung der Währungsunion sind die Ursachen und Implikationen unterschiedlicher Inflationsraten oder auch einzelne Aspekten der Inflationsunterschiede in mehreren Studien untersucht worden.

Frühe Arbeiten wie Blanchard (2001) oder Kommentare wie von Gros (2001) waren vor allem durch die auffallend hohe Inflationsrate in Irland motiviert, die zudem kombiniert war mit sehr hohen Wachstumsraten. Es wurde festgestellt, dass insofern diese Inflationsunterschiede eine Folge des zyklischen Überhitzens sind, stellen Inflationsraten über dem Durchschnitt der Währungsunion einen Anpassungsmechanismus dar. Das Eingreifen und Gegensteuern durch die Fiskalpolitik wäre zu empfehlen, um eine stetigere Entwicklung der Wirtschaftstätigkeit zu erzielen. Allerdings können in sehr kleinen und offenen Ökonomien, wie es Irland ist, die Preise weit mehr durch den in-

ternationalen Preiszusammenhang und den Wechselkurs determiniert sein als durch die Binnen- nachfrage.

Einen breiten Überblick über die Inflationsentwicklung und mögliche Einflussgrößen gibt die Studie der EZB (2003). Darin wird zunächst die Entwicklung der Inflationsraten, der Komponenten des Preisindex und der Lohnkosten dargestellt. Eine Vielzahl an Faktoren wird als mögliche Ursache des erneuten Auseinanderlaufens der Inflationsraten genannt und über einen Vergleich der Daten und Indikatoren geprüft: administrative Maßnahmen (indirekte Steuern, regulierte Preise), Schocks durch den Ölpreis und den Wechselkurs zum US Dollar, Anpassung der Preisniveaus während des nachholenden Wachstumsprozesses, und unzureichender Wettbewerb in den Faktor- und Produktmärkten. Zusätzlich wird festgestellt, dass die Inflationsratenunterschiede eine hohe Persistenz aufweisen. Unterschiedliche Inflationsraten in den Mitgliedsländern des Euroraums sind für die Beurteilung der Wirksamkeit der Geldpolitik von Bedeutung und können eine Herausforderung für die Wirtschaftspolitik in den einzelnen Ländern darstellen. So ist es einerseits notwendig, Strukturreformen, die den Wettbewerb in den Faktor- und Produktmärkten stärken, zu forcieren; andererseits ist es nötig, dass die Fiskal- oder Lohnpolitik möglichen schädlichen Folgen hoher Inflationsunterschiede entgegenwirkt.

In einem Artikel der EZB untersuchen Angeloni und Ehrmann (2004) die Persistenz der Inflationsraten in den Ländern des Euroraums. Im Rahmen eines neukeynesianischen Modells modellieren sie die Inflationsrate in Abhängigkeit von der Produktionslücke (zyklische Komponente), dem nominalen effektiven Wechselkurs und der erwarteten (zukünftigen) und vergangenen Inflationsrate. Letzteres steht für die Persistenz der Inflationsraten. Die Produktionslücke wiederum hängt auch vom Realzins ab, was die Möglichkeit einer langsamen Anpassung einschließt. Durch die Unterschiede in den Inflationsraten erhält die Nachfrage auch asymmetrische Impulse: in Ländern mit hohen Inflationsraten sind die Realzinsen vergleichsweise niedrig und vice versa. Panelschätzungen für den Zeitraum zwischen 1998 und 2003 deuten darauf hin, dass Persistenz in Inflationsraten eine erhebliche Rolle für die Inflationsunterschiede im Euroraum spielt, und dass diese bedeutender ist als die Folgen unterschiedlicher Transmissionsmechanismen oder eine unterschiedlich ausgeprägte Wettbewerbssituation in den Faktor- und Produktmärkten.

Eine Studie der OeNB (Égert, Ritzberger-Grünwald, Silgoner, 2004) geht ebenfalls auf eine Vielzahl an Ursache ein, und prüft dabei speziell Unterschiede in der Verarbeitung des Ölpreis- und Wechselkursschocks in den Mitgliedsländern. Zusätzlich wird der Einfluss der Preisniveau- konvergenz betrachtet. So wird darauf hingewiesen, dass die Unterschiede in den Preisniveaus handelbarer Güter zwischen den Kernländern des Euroraums (v.a. Deutschland, Frankreich, Niederlande) vergleichsweise gering sind, dafür jedoch stärkere Unterschiede bestehen gegenüber den Ländern am Rande des Euroraums. Durch die Integration der Märkte könnten diese Preisunterschiede ausgeglichen werden, und dies könnte Unterschiede in den Inflationsraten implizieren. Die Studie geht auch auf zu erwartende Inflationsunterschiede im Zuge der Ausweitung des Euroraums ein, und betont, dass es keine Unterschiede in den Ursachen für Divergenzen der Inflationsraten zwischen den derzeitigen und zukünftigen Mitgliedern des Euroraums geben wird.

In der Studie von Honohan und Lane wird die unterschiedliche Wirkung von Wechselkursschwankungen hervorgehoben. So unterscheiden sich die Mitgliedsländer sowohl in ihrer Offenheit

als auch in der Offenheit gegenüber dem Handel mit Ländern ausserhalb der EU. In einer Panel-Schätzung wird zudem ein signifikanter Zusammenhang zwischen der Produktionslücke und den Inflationsraten gefunden; ein systematischer Einfluss der Fiskalpolitik konnte nicht nachgewiesen werden. Eine Vielzahl an Studien widmet sich dem Balassa-Samuelson-Effekt und damit kompatiblen „natürlichen“ oder gleichgewichtigen Unterschieden in den Inflationsraten im Euroraum (Sinn 2000, deGrauwe/Skudelny 2000, Katzimi 2004).

Die Europäische Kommission hat in mehreren Publikationen (insbesondere den Jahresberichten über die Europäische Wirtschaft oder im Bericht EMU after five years (2004)) die Unterschiede in den Inflationsraten kommentiert. Ebenso wie in den soeben vorgestellten Arbeiten wird auch hier die Vielzahl der Ursachen betont. Im Bericht EMU after five years wird im Abschnitt zur Lohnentwicklung zusätzlich auf Unterschiede in der Lohnentwicklung eingegangen. So herrschte zwar im Zeitraum nach 1999 in der Währungsunion als Ganzem lohnpolitische Zurückhaltung und Stabilität, es traf jedoch nicht auf alle Mitgliedsländer in gleichem Maße zu. Bislang unterscheiden sich die Lohnfindungsmechanismen; zum Teil befinden sie sich in einem Transformationsprozess, und dies kann makroökonomische Divergenzen zur Folge haben. Eine stärkere Koordination der Lohnpolitik könnte zwar durchaus dazu dienen, die Anpassung nach Schocks bei nicht mehr vorhandener monetärer Unabhängigkeit ohne große Friktionen und längerfristige Inflationsratenunterschiede zu erreichen. Gleichzeitig besteht jedoch aufgrund des Strukturwandels die Notwendigkeit von größerer Flexibilität der Löhne zwischen den Branchen.

Auf Inflationsunterschiede aufgrund einer langwierigen Anpassung nach Schocks gehen Deroose, Langerdijk und Roeger (2004) ein. Sie prüfen, inwieweit Preis- und Lohnrigiditäten die Anpassung nach Schocks in den Mitgliedsländern verlängert haben und somit zu persistenten Unterschieden in der Inflationsrate und im Wachstum beigetragen haben. Die adverse Reaktion der Realzinsen in einer Währungsunion und unzureichender Druck über die Veränderung der Wettbewerbsfähigkeit (reale Wechselkurse innerhalb der Währungsunion) können zu einem Zirkel aus „Überhitzung und Unterkühlung“ führen, d.h. zu einer zusätzlichen Verlängerung der Anpassungsphase. Diese Vermutung wird mithilfe eines makroökonomischen Modells des Euroraums überprüft; die Simulationen stützen die These des Überschießens der Anpassung. Schwerfällige Anpassungen, die durch die veränderten Anpassungsmechanismen der Währungsunion zu längerfristigen Divergenzen in den Inflationsraten führen, könnten daher solange erwartet werden, wie unzureichende Flexibilität und Integration der Güter- und Faktormärkte vorherrscht.

2.1.3 Theoretische Überlegungen zu Inflationsdifferenzialen in einer Währungsunion

Unterschiedliche Inflationsraten in den Mitgliedsländern einer Währungsunion können eine Vielzahl von strukturellen Ursachen haben, etwa die Angleichung der Preisniveaus in der Währungsunion, unterschiedliche Wirkungen von Veränderungen des Ölpreises oder des externen Wechselkurses oder auch die Anpassung administrierter Preise. Differenzen in den Inflationsraten können jedoch auch durch Änderungen relativer Preise bei Anpassungen an Schocks oder im Verlauf des Konjunkturzyklus ausgelöst werden. Im Folgenden wird zunächst darauf eingegangen, wie Preisstabilität in der Währungsunion erreicht werden kann und wieso Änderungen der relativen

Preise und somit die Möglichkeit unterschiedlich hoher Inflationsraten untrennbar mit einer Währungsunion verbunden sind. Zudem wird geprüft, unter welchen Bedingungen es zu persistenten Unterschieden in der Lohn- und Preisentwicklung kommen kann.

Die mit dem Binnenmarkt und der Währungsunion einhergehende stärkere Integration der Kapital-, Güter- und Arbeitsmärkte erhöht den Wettbewerb durch die Aufhebung von Handelsbarrieren, durch die Senkung von Transaktionskosten und eine höhere Transparenz der Preise. Die Effizienzgewinne sollten nicht nur die Preisstabilität fördern, sondern in der längeren Frist auch zu einer Senkung der Preise führen. Makroökonomisch betrachtet sollte die Währungsunion eine Stabilisierung der Preisentwicklung bewirken. So können von Schwankungen der Wechselkurse zwischen den Mitgliedsstaaten keine destabilisierenden Effekte mehr auf Preise und Einkommen ausgehen. Gleichzeitig sollte die Festlegung der Wechselkurse disziplinierend auf die Lohnpolitik wirken, da überhöhte Lohn- und Preiserhöhungen eine Verschlechterung der Wettbewerbsposition nach sich ziehen. Allerdings drohen auch keine nationalen geldpolitischen Reaktionen mehr auf überhöhte Lohnabschlüsse. Der wichtigste Mechanismus für die langfristige Konvergenz der Inflationsraten ist nun die Arbitrage bei handelbaren Gütern.

Zudem wurden eine Reihe institutioneller Vorkehrungen getroffen, die die makroökonomische Stabilität in der Währungsunion unterstützen sollten. So gibt es zum einen mit dem Stabilitäts- und Wachstumspakt ein Regelwerk für die Fiskalpolitik, das die Höhe der Defizite und der öffentlichen Schulden begrenzt. Zum anderen ist die Europäische Zentralbank eine unabhängige Institution, die primär das Ziel der Preisstabilität verfolgen muss und andere Ziele nur dann verfolgen darf, wenn dies die Preisstabilität nicht gefährdet. Eine direkte Finanzierung von Haushaltsdefiziten ist verboten.

Eine größere Stabilität im Aggregat (niedrigere Inflationsraten im Aggregat) muss jedoch nicht damit verbunden sein, dass die Inflationsraten in allen Ländern gleich hoch ausfallen. Es ist auch nicht gleichbedeutend damit, dass die Preisstabilität in den einzelnen Ländern höher ausfallen muss als im Fall mit eigenständiger Geldpolitik. Vielmehr sind unterschiedliche Inflationsraten ein zentraler Mechanismus in einer Währungsunion, mit dem Anpassungen nach Schocks stattfinden, die asymmetrisch auftreten oder asymmetrisch wirken, oder bei nicht (vollständig) gleichlaufenden Konjunkturzyklen. Inwieweit diese Veränderungen relativer Preise die Inflationsentwicklung innerhalb der Währungsunion bestimmen, hängt davon ab,

- wie häufig asymmetrische (d.h. nur bestimmte Regionen oder Länder betreffende) Schocks auftreten,
- wie stark die Unterschiede bei der Verarbeitung symmetrischer Schocks sind und
- wie gut die Anpassungsmechanismen über Löhne, Preise und (bei ausreichendem Raum für diskretionäre Schritte gegeben den Stabilitäts- und Wachstumspakt) fiskalische Maßnahmen verlaufen.

Anpassungsbedarf besteht in Situationen, wo Angebot und Nachfrage auseinanderfallen. Einerseits ist dies eine Begleiterscheinung des Konjunkturzyklus. Andererseits findet dies nach dem Auftreten von Schocks statt. Als Schock bezeichnet man eine Situation, in der das Gleichgewicht zwischen Angebot und Nachfrage durch eine rasche Änderung des wirtschaftlichen Umfelds oder des Verhaltens der Wirtschaftsakteure gestört wird. Bei einem Angebotsschock verändern sich

die Produktionsmöglichkeiten der Ökonomie: Außer dem offensichtlichen Fall einer Zerstörung von Kapazitäten bei Naturkatastrophen gehören hierzu auch Veränderungen in der Struktur der Kosten von Kapital, Arbeit oder importierten Einsatzfaktoren. Die gleiche Ausbringungsmenge wird nun zu veränderten Preisen angeboten. Bei einem positiven Angebotsschock wird der Preis sinken, bei einem negativen steigen. Nachfrageschocks beziehen sich auf Veränderungen der Nachfrage, wie Präferenzänderungen, Nachfrageausfälle oder -zunahmen aus dem Ausland, fiskalische oder monetäre Maßnahmen. Ein positiver Nachfrageschock heißt, dass die Nachfrage bei jedem Preisniveau höher ausfällt als zuvor und vice versa.

Schocks können temporärer oder dauerhafter Natur sein.² Bei temporären Schocks kann das vorübergehende Auseinanderfallen von Nachfrage und Angebot mit wirtschaftspolitischen Eingriffen ausgeglichen werden; permanente Schocks werden für eine Anpassung, d.h. für eine Wiederherstellung des Gleichgewichts zwischen Angebot und Nachfrage, eine Veränderung der Preise verlangen.

Einige Schocks, vor allem jene, die durch Wechselkursschwankungen zwischen den Mitgliedsländern oder eigenständige geldpolitische Maßnahmen ausgelöst wurden, sind durch die Gründung der Währungsunion ausgeschlossen. Typische negative Schocks, die in einer Währungsunion auftreten können, sind regional wirkende Nachfrageschocks (z.B. Nachfrageausfälle von ausländischen Handelspartnern, Beispiel für einen asymmetrischen Schock). Typische Angebotschocks sind höhere Inputpreise, z.B. der Ölpreis oder Preise anderer Rohstoffe, eine Änderung des Wechselkurses oder auch starke Lohnanstiege. Der zuletzt genannte Schock wird – durch die in der Währungsunion vorliegenden unterschiedlichen Lohnverhandlungsmechanismen – vor allem asymmetrisch auftreten. Die ersten beiden Schocks werden hingegen symmetrisch alle Länder betreffen, obwohl ihre Verarbeitung in den einzelnen Ökonomien – in Abhängigkeit von ihrer Wirtschaftsstruktur, Offenheit etc. – unterschiedlich verlaufen kann.

Durch die Währungsunion verändern sich jedoch die möglichen Anpassungsmechanismen nach Schocks oder zur Stabilisierung während des Konjunkturzyklus. Tritt ein negativer Nachfrageschock auf, so sinkt c.p. das Einkommen und die Beschäftigung. Wenn es sich um eine temporäre Veränderung handelt, dann kann einerseits die Staatsnachfrage stabilisierend wirken und andererseits eine Senkung des Zinssatzes die Investitionsnachfrage erhöhen (diese wird gleichzeitig über eine Abwertung der Währung die ausländische Nachfrage erhöhen). Während jedoch bei Bestehen einer eigenen Währung ein Land im Prinzip die Möglichkeit hat, den Zins selbständig zu setzen,³ wird dieser in der Währungsunion mit Blick auf die Entwicklung des Aggregats bestimmt. Wenn der Schock in den einzelnen Ländern unterschiedlich ausgeprägt ist und damit eine unterschiedlich starke Reaktion der Zentralbank angemessen wäre, wird die stabilisierende Wirkung von Seiten der Realzinsen in der Währungsunion weniger stark ausfallen als im Fall einer eigenen Wäh-

² In der Realität ist diese Unterscheidung zum Zeitpunkt des Auftretens des Schocks aber nicht immer eindeutig zu treffen.

³ In der Zeit des ERM waren die daran beteiligten Ländern jedoch keineswegs unabhängig in der Zinspolitik: Die Festlegung des Wechselkurses restringierte die Zinspolitik aller nationalen Zentralbanken mit Ausnahme Deutschlands. In Deutschland ist dadurch auch der Verlust des Zinsinstrumentes zur Stabilisierung der Nachfrage am schwerwiegendsten.

rung. Überdies wirkt der Realzinseffekt in der Währungsunion umgekehrt: Aufgrund des nominal einheitlichen Zinses werden Länder mit niedrigeren Inflationsraten höhere Realzinsen aufweisen. Die Wirkung eines negativen Nachfrageschocks wird damit durch die Investitionsnachfrage verstärkt.

Spiegelbildlich gilt für den Fall einer Hochkonjunktur, in der sich Beschränkungen der Kapazität in steigenden Preisen manifestieren, dass nun die Investitionsnachfrage durch die niedrigen Realzinsen zusätzlich stimuliert wird. Die Realzinsen stehen somit als Stabilisierungsinstrument in der Währungsunion in solchem Fall nur begrenzt zur Verfügung, wenn große Unterschiede zwischen der Preisentwicklung in den Regionen oder Mitgliedsländern bestehen.

Bei einem dauerhaften Schock, wie es z.B. der Anstieg des Ölpreises sein kann, wird das ursprüngliche Niveau des Einkommens und der Beschäftigung nur dann wieder erreicht werden können, wenn es zu einer relativen Senkung der Produktionskosten kommt. Auf den mit dem höheren Ölpreis verbundenen Anstieg der Produktionskosten können Unternehmen mit der Überwälzung auf Preise (Wettbewerbsfähigkeit und Nachfrage sinken), einer Verringerung der Menge (Beschäftigung und Einkommen sinken) oder einer Verringerung der Gewinne reagieren. Eine Senkung der Produktionskosten kann zum einen über eine Erhöhung der Produktivität oder Substitution der Inputs verlaufen; zum anderen ist die Verringerung der Lohnkosten und dadurch der Preise eine Strategie, mit der das Gleichgewicht zwischen Angebot und Nachfrage nach dem Angebotschock wiederhergestellt werden kann.

Ebenfalls werden Lohnanstiege, die nicht durch die Produktivitätsentwicklung gerechtfertigt sind, sondern z.B. durch Engpässe in Phasen konjunktureller Überhitzung ausgelöst werden, in der Folge entgegengesetzte Anpassungen erzwingen, wenn Beschäftigungseinbußen vermieden werden sollen.

Bei Bestehen einer eigenen Währung und flexibler Wechselkurse können die Folgen der Preisanstiege für die Wettbewerbsfähigkeit durch nominale Abwertungen gemildert werden. Das relative Preisverhältnis gegenüber den Handelspartnern wird so wiederhergestellt.⁴ Voraussetzung ist allerdings, dass eine Abwertung des nominalen Wechselkurses durch Lohn- und Preisrigiditäten eine Abwertung des realen Kurses impliziert. In der Währungsunion ist eine Änderung des nominalen Wechselkurses nicht mehr möglich. Preissteigerungen, die die Wettbewerbsfähigkeit schädigen und die Nachfrage senken, werden außenwirtschaftliche Ungleichgewichte und/oder Unterbeschäftigung zur Folge haben. Die notwendigen Änderungen relativer Preise (des realen Wechselkurses) müssen in diesem Fall jedoch über sich unterscheidende Inflationsraten verlaufen. Eine reale Abwertung verlangt in der Währungsunion einen geringeren Anstieg der Preise (niedrigere Inflationsraten) als im Rest der Union. In einer Währungsunion können Inflationsdifferenziale daher sowohl

⁴ Dieser Mechanismus wurde in der Zeit des ERM häufig angewendet. Die Häufigkeit der Anpassung der zentralen Parität nahm in den 1980er Jahren jedoch aufgrund einer stärkeren Konvergenz der Inflationsraten ab. Allerdings wird die Tatsache, dass von 1987 bis 1992 trotz stetiger Inflationsdifferenziale und sich ausweitender außenwirtschaftlicher Ungleichgewichte keine Anpassung der Kurse der Lira und Peseta vorgenommen wurden, als eine Ursache für die Spekulationen in den Jahren 1992-1993 angesehen (de Grauwe 1997).

konjunkturell als auch durch Anpassungen an asymmetrische oder asymmetrisch wirkende Schocks bedingt sein.

Eine schnelle Anpassung der relativen Preise kann in einer Währungsunion auch dadurch behindert werden, dass die Realzinsen pro-zyklisch wirken. Da der Nominalzins in der Währungsunion im Hinblick auf das Aggregat bestimmt wird, hängen die Realzinsen von der Inflationsrate im jeweiligen Mitgliedsland ab. Hohe Inflationsraten gehen einher mit niedrigen Realzinsen, die die Nachfrage zusätzlich stimulieren. Zyklische Schwankungen können dadurch sogar erhöht werden; längerfristige Fehlallokationen durch zu hohe Verschuldung oder Preisblasen an Immobilienmärkten können die Folge sein. Die Notwendigkeit hinreichender Preis- und Reallohnflexibilität wird damit unterstrichen.

2.1.4 Angleichung der Preise durch Arbitrage im Binnenmarkt

Ein erster struktureller Grund für Inflationsunterschiede könnte sein, dass der Binnenmarkt und die größere Transparenz zu einer Angleichung der Preise führen. Preisniveauevergleiche zeigen, dass immer noch signifikante Preisniveaunterschiede zwischen den Mitgliedsländern der Währungsunion bestehen (Abbildung 2-2), ebenso wie es in den vergangenen Jahren (seit Beginn der Währungsunion) und auch im Vorlauf zur Gründung der Währungsunion zu Veränderungen der relativen Preisniveaus in Richtung einer Angleichung gekommen ist.

Allerdings können aus Unterschieden in den Preisniveaus keine eindeutigen Schlüsse auf die zu erwartende Inflationsentwicklung gezogen werden. So beruht zwar ein Teil der Preisunterschiede auf unterschiedlichen Lohnkosten (entsprechend dem Balassa-Samuelson Modell, siehe weiter unten), speziell beim Vergleich der Länder mit höherem und niedrigerem Einkommensniveau können sie jedoch auch mit Unterschieden in der Qualität der betrachteten Güter oder sogar mit einer anderen Zusammensetzung der Warenkörbe zusammenhängen. So werden für den Vergleich der Warenkörbe zwar ähnliche Güter herangezogen, es kann jedoch der Fall sein, dass identische Güter nicht immer auch die repräsentativen Güter in den jeweiligen Ländern sind. Repräsentative Warenkörbe können sich im Wachstumsprozess wandeln, sowohl was die Gewichte der einzelnen Kategorien betrifft als auch die konkret einbezogenen Güter (Lommatzsch/Tober 2002). Ein Beispiel dafür ist die Änderung des Warenkorbes in Irland zu Beginn des Jahres 2002, in dem von den ursprünglich 560 Kategorien 82 ausgeschlossen und 135 neu aufgenommen wurden. Der Wert des Warenkorbes nahm zu, nicht nur durch die höhere Anzahl der Güter, sondern auch dadurch, dass die neu eingesetzten Güter einen höheren Wert hatten als die ausgeschlossenen (als Beispiel soll dienen, dass die Ausleihe von Fernsehgeräten ersetzt wurde durch den Erwerb von DVD-Abspielgeräten). Durch die Verkettung spiegelt sich diese Veränderung allerdings nicht in der Entwicklung des Preisindex wider. In die Berechnung der Inflationsrate im Januar 2002 gingen die *Veränderungen der Preise der nun eingeschlossenen Güter* ein.

Bei Preisunterschieden der handelbaren Güter gleicher Qualität werden der Binnenmarkt und die Währungsunion über eine längere Frist betrachtet zu einer Angleichung der Preise beitragen, da die Transparenz erhöht und bestimmte Transaktionskosten verringert werden. Allerdings wird dies nicht mit deutlichen Unterschieden in den Inflationsraten verbunden sein. Erstens werden durch den Binnenmarkt nicht alle Transaktionskosten berührt (so werden Transportkosten durch

den Binnenmarkt oder die Währungsunion nicht erheblich beeinflusst). Zweitens wird die Angleichung der Preise auch aufgrund von weiterhin bestehender Marktsegmentierung, indirekten Steuern, Marktmacht bestimmter Anbieter, Sprachbarrieren, Gewohnheiten oder kulturellen Unterschieden eher ein langsamer Prozess sein.

2.1.5 Balassa-Samuelson-Effekt

Entsprechend dem Balassa-Samuelson-Modell werden in einer Währungsunion, an der Länder unterschiedlicher Entwicklungsgrade teilnehmen, Inflationsunterschiede aufgrund des nachholenden Wachstums einiger Länder auftreten.

Aufgrund der Unterschiede in den nominalen Pro-Kopf-Einkommen in einzelnen Ländern der Währungsunion wurde vermutet, dass der Balassa-Samuelson-Effekt eine Ursache für die divergierenden Inflationsraten in den Mitgliedsländern sein könnte (z.B. in Sinn/Reutter 2000). In der Tat steigen die Preise der Dienstleistungen stärker als die der Industriegüter (vgl. Abbildung 2-3); allerdings ist dieses Phänomen in allen Ländern der Währungsunion zu beobachten und nicht auf Länder im nachholenden Wachstumsprozess (wie Spanien oder Portugal) beschränkt. Im Folgenden wird im Detail dargestellt, dass der Einfluss des Balassa-Samuelson-Effektes auf die Unterschiede in den Inflationsraten tatsächlich begrenzt ist. Dies bestätigt auch die Einschätzung der EZB (2003).

Das Balassa-Samuelson-Modell (Balassa 1964, Samuelson 1964) ist eine angebotsseitige Erklärung des relativen Preises handelbarer und nichthandelbarer Güter innerhalb einer Ökonomie. Es zeigt, warum sich Preisniveaus von Ökonomien unterschiedlichen Entwicklungsgrades unterscheiden können, und wie es zu einer Konvergenz über strukturelle Inflationsraten im Zuge des nachholenden Wachstumsprozesses kommen kann.

Im Balassa-Samuelson-Modell wird angenommen, dass sich offene Ökonomien in zwei Sektoren teilen lassen: einen, der international handelbare Güter herstellt, und einen anderen, der nichthandelbare Güter herstellt. Zu nichthandelbaren Gütern werden im Allgemeinen Dienstleistungen gezählt, die nur vor Ort konsumiert werden können oder bei denen die Transportkosten einen überregionalen Wettbewerb behindern. Die Preise im Sektor handelbarer Güter werden über Kaufkraftparität bestimmt, d.h. die Preise dieser Güter sind in allen Ökonomien gleich. Der Preis der nichthandelbaren Güter ist hingegen abhängig vom Lohnniveau des jeweiligen Landes. Da das Lohnniveau in weniger entwickelten Ökonomien aufgrund der geringeren Produktivität niedriger ist als in höher entwickelten Ländern, sind auch die Preise der nichthandelbaren Güter niedriger. Unterschiede in den Preisniveaus ergeben sich somit durch Unterschiede im Niveau der Preise nichthandelbarer Güter.

Dies kann anhand einer Zerlegung des Preisindex in Preise handelbarer und nichthandelbarer Güter (Anteil der handelbaren Güter am Index α ; Anteil der nichthandelbaren Güter am Index $1-\alpha$) verdeutlicht werden:

$$P = P_t^\alpha \cdot P_{nt}^{1-\alpha}$$

Die Preise der handelbaren Güter (P_t) sind in allen Ländern gleich; die Preise nichthandelbarer Güter (P_{nt}) unterscheiden sich in Abhängigkeit vom Lohnniveau. Entsprechend werden sich die Preisniveaus unterscheiden.

Dynamisch betrachtet kann in diesem Modellrahmen gezeigt werden, dass es im Zuge des nachholenden Wachstums zu einer Angleichung der Preisniveaus über den relativen Anstieg der Preise nichthandelbarer Güter kommen kann. Das nachholende Wachstum beruht auf einem Anstieg der Produktivität, und dieser kann – aufgrund der höheren Kapitalintensität – im Bereich der handelbaren Güter höher ausfallen als im arbeitsintensiven Sektor nichthandelbarer Güter. Der Anstieg der Produktivität im Bereich handelbarer Güter wird zu einem Anstieg der Löhne führen, in diesem Sektor jedoch keine Preiseffekte auslösen. Anschließend wird auf dem nationalen Arbeitsmarkt der Lohnanstieg auch im Sektor nichthandelbarer Güter nachvollzogen, auch wenn hier ein weniger starker Zuwachs der Arbeitsproduktivität verzeichnet wurde. Dadurch steigen die Preise nichthandelbarer Güter. Da die Preise der handelbaren Güter über Kaufkraftparität fest sind, wird der relative Preis nichthandelbarer Güter innerhalb der Ökonomie steigen, ebenso wie das relative Preisniveau gegenüber dem Ausland.

Dieser Zusammenhang kann formal unter folgenden Annahmen hergeleitet werden.

- 1) Die beiden Sektoren der Ökonomie produzieren mit unterschiedlichen Produktionsfunktionen mit konstanten Skalenerträgen, z.B. Cobb-Douglas Funktionen:

$$Y_t = A_t \cdot L_t^b \cdot K_t^{(1-b)} \quad (1)$$

$$Y_{nt} = A_{nt} \cdot L_{nt}^c \cdot K_{nt}^{(1-c)} \quad (2)$$

Dabei steht t für handelbar, nt für nichthandelbar, Y für Output, A für den Effizienzparameter (total factor productivity), L für Arbeit, K für Kapital und b und c für die Intensität des Faktors Arbeit.

- 2) Arbeit ist homogen, und es gilt ein einheitliches Lohnniveau innerhalb der Ökonomie
- 3) Der Kapitalstock ist kurzfristig fix
- 4) Die Zinsen werden auf dem Weltmarkt bestimmt und sind daher exogen
- 5) Die Preise der handelbaren Güter werden auf dem Weltmarkt bestimmt und sind daher exogen
- 6) Die Kapitalintensität im Sektor handelbarer Güter ist höher und damit auch das Produktivitätswachstum.

Basierend auf diesen Annahmen kann der relative Preis der nichthandelbaren Güter aus den Bedingungen erster Ordnung für ein Gewinnmaximum hergeleitet werden.

$$A_t \cdot (1 - b) \cdot \left(\frac{1}{K_t/L_t} \right)^b = \frac{i}{p_t} \quad (3)$$

$$A_t \cdot b \cdot \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^{(1-b)} = \frac{W}{p_t} \quad (4)$$

$$A_{nt} \cdot c \cdot \left(\frac{K_{nt}}{L_{nt}} \right)^{(1-c)} = \frac{W}{p_{nt}} \quad (5)$$

$$A_{nt} \cdot (1 - c) \cdot \left(\frac{1}{K_{nt}/L_{nt}} \right)^c = \frac{i}{p_{nt}} \quad (6)$$

Aufgrund der Annahme der Exogenität von Kapital, Zinsen und Preisen der handelbaren Güter kann dieses System von vier Gleichungen die vier verbleibenden unbekannten Größen eindeutig bestimmen. Gleichung (3) bestimmt die Nachfrage nach Arbeit im Sektor handelbarer Güter, so dass aus Gleichung (4) das nominale Lohnniveau folgt. Gleichungen (5) und (6) bestimmen dann gemeinsam die Nachfrage nach Arbeit im Sektor nichthandelbarer Güter sowie den (relativen) Preis der nichthandelbaren Güter.

Der Zusammenhang zwischen relativen Produktivitäten und relativen Preisen kann aus dem Gleichsetzen der Bedingungen der Arbeitsnachfrage (4) und (5) hergeleitet werden:

$$\frac{p_{nt}}{p_t} = \frac{\partial Y_t / \partial L_t}{\partial Y_{nt} / \partial L_{nt}} \quad (7)$$

Verwendet man statt der marginalen Arbeitsproduktivität die durchschnittliche Arbeitsproduktivität (dies ist bei Cobb-Douglas Funktionen leicht möglich), so wird der Zusammenhang zu:

$$\frac{p_{nt}}{p_t} = \frac{b}{c} \cdot \frac{Y_t/L_t}{Y_{nt}/L_{nt}} \quad (8)$$

Gleichung (8) zeigt: Wenn in einer Ökonomie ein einheitliches Lohnniveau vorliegt, werden Anstiege in der Arbeitsproduktivität im Sektor handelbarer Güter, die die Anstiege im Sektor nichthandelbarer Güter übersteigen, mit einem Anstieg des relativen Preises nichthandelbarer Güter einhergehen. In einer Währungsunion, in der die Preise handelbarer Güter nicht durch den Wech-

sektors verändert werden können, werden unterschiedlich hohe Produktivitätszuwächse in den beiden Sektoren mit unterschiedlich hohen Inflationsraten verbunden sein.

Die Annahme des einheitlichen Lohnniveaus bzw. der einheitlichen Lohnentwicklung kann abgeschwächt werden. Produktivitätssteigerungen im Sektor handelbarer Güter und entsprechende Lohnsteigerungen müssen nicht in voller Höhe an den Sektor nichthandelbarer Güter weitergeleitet werden. Auch wenn die Lohnzuwächse niedriger ausfallen als im Sektor handelbarer Güter, werden die Preise nichthandelbarer Güter steigen, wenn der Anstieg der Löhne denjenigen der Produktivität übersteigt, d.h. die Lohnstückkosten im Sektor nichthandelbarer Güter stärker steigen als im Sektor handelbarer Güter. Der Zusammenhang kann statt zwischen Produktivitäten und den relativen Preisen auch zwischen Lohnstückkosten und den relativen Preisen hergeleitet werden (vgl. Lommatzsch/Tober 2003):

$$\frac{P_{nt}}{P_t} = \frac{b}{c} \cdot \frac{ULC_{nt}}{ULC_t} \quad (9)$$

Mit dieser Formulierung des Zusammenhangs kann berücksichtigt werden, dass die Lohntransmission nicht vollständig ist. Die grundlegende Idee des Balassa-Samuelson-Modells wird jedoch beibehalten: Ein höherer Produktivitätsfortschritt im Sektor handelbarer Güter kann zu einem Anstieg des relativen Preises nichthandelbarer Güter führen und damit des Preisniveaus. Der Zusammenhang mit Lohnstückkosten basiert auf weniger strikten Annahmen. Zudem kann vermieden werden, dass eine zwischen den Sektoren unterschiedlich ausgeprägte Tendenz zu Teilzeitarbeit das Verhältnis der Arbeitsproduktivitäten verzerrt. Bei Lohnstückkosten werden sowohl die Löhne als auch die Wertschöpfung auf das gleiche Maß des Arbeitseinsatzes bezogen.

Für eine Abschätzung des Balassa-Samuelson-Effektes ist es zunächst nötig, eine Klassifizierung der Sektoren vorzunehmen. Da in der Realität kein Sektor ganz eindeutig dem handelbaren oder nichthandelbaren Sektor zugeordnet werden kann, müssen Approximationen vorgenommen werden. In der Literatur werden aufgrund der Verfügbarkeit von Daten handelbare Güter häufig mit Industrie oder dem verarbeitenden Gewerbe und nichthandelbare Güter mit Dienstleistungen gleichgesetzt (wie in Alberola/Tyrväinen 1998 oder deGrauwe/Skudelny 2000).

In einigen Fällen wird die Landwirtschaft zu den handelbaren Gütern gezählt, in anderen wird sie ausgeschlossen, da die Preise nicht immer über den Markt bestimmt werden. Ebenso werden staatliche Dienstleistungen häufig ausgeschlossen, da Preise nicht im Bezug auf Lohnerhöhungen angepasst und häufig keine Preise im eigentlichen Sinne erhoben werden.

Für die folgende Abschätzung soll auf eine Abgrenzung zurückgegriffen werden, die die Industrie mit den handelbaren Gütern und Marktdienstleistungen mit den nichthandelbaren gleichsetzt. Dies bildet zwar nicht die gesamte Ökonomie ab, ermöglicht jedoch eine Abschätzung möglicher struktureller Inflationsraten auf Grundlage des Balassa-Samuelson-Modells, das diese Preisniveauveränderungen zurückführt auf Zuwächse der Produktivität und des Lohnniveaus.

Die Daten stammen zum einen von der Entstehungsseite der VGR. Produktivität wird gemessen als Wertschöpfung pro Beschäftigten im jeweiligen Sektor. Die Industrie ist zusammengesetzt aus den Sektoren CDE (Industrie) in der ESA95-Klassifikation von Eurostat; Marktdienstleistungen umfassen die Sektoren F-K (Bauwirtschaft, Handel, Transport, Finanzdienstleistungen). Die

Preise werden über die entsprechenden Deflatoren bestimmt. Zum anderen werden zur Bestimmung der relativen Preise auch der HVPI und dessen Komponenten verwendet. Eurostat unterteilt den HVPI nach Gütern und Dienstleistungen; Güter werden weiter unterteilt in Industriegüter (ohne Energie), Energiegüter und Nahrungsmittel. In Anlehnung an die oben gewählte Klassifikation können die relativen Preise bestimmt werden als Verhältnis zwischen Dienstleistungspreisen im HVPI und Industriegüterpreisen (ohne Energie). Die Komponenten des Konsumentenpreisindex können sich von den Deflatoren unterscheiden, da in Letzterem nur Preise inländischer Hersteller berücksichtigt werden, während in Ersteren Importpreise eingehen können. Zudem spielen für die Entwicklung des HVPI auch indirekte Steuern eine Rolle; in den Deflatoren der Wirtschaftszweige treten sie nicht auf.

Die Abbildungen 2-4 und 2-5 geben einen Überblick über die Entwicklung der Produktivitäten, Lohnstückkosten und Preise in den zwei Sektoren in den einzelnen Mitgliedsländern des Euroraums. Abbildung 2-4 zeigt zunächst die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate der Produktivität in den Dienstleistungen und der Industrie. In allen Ländern mit Ausnahme von Portugal ist die Produktivität in der Industrie stärker gewachsen als in den Marktdienstleistungen. Die stärkste Differenz weist Irland auf, gefolgt von Frankreich, Finnland und Belgien. Von Interesse ist zudem, dass der Produktivitätszuwachs in den Marktdienstleistungen nicht in allen Ländern gleich hoch ausgefallen ist. So ist das besonders geringe Produktivitätsdifferential in Deutschland darauf zurückzuführen, dass die Zunahme der Produktivität in den Marktdienstleistungen vergleichsweise hoch ausfiel. Die Entwicklung der Lohnstückkosten entspricht in den meisten Ländern auch den Annahmen des Modells: der Anstieg der Lohnstückkosten in den Marktdienstleistungen übersteigt denjenigen in der Industrie deutlich. Zwei Dinge sind allerdings auffällig. Erstens fallen Lohnstückkostenzuwächse in der Industrie in Ländern mit hohem Produktivitätswachstum sehr niedrig bis negativ aus. Zweitens ist Deutschland eine Ausnahme, da die Lohnstückkostenzuwächse nicht nur in der Industrie höher ausgefallen sind als in den Marktdienstleistungen, sondern der Zuwachs in den Dienstleistungssektoren war auch im Durchschnitt der Jahre 1996-2003 negativ.

Abbildung 2-5 unten vergleicht den Anstieg des relativen Preises nichthandelbarer Güter gemessen auf Basis von Deflatoren und Unterkategorien des HVPI. Die Unterschiede können beträchtlich ausfallen. Des Weiteren ist in einigen Ländern der Anstieg gemessen anhand der Deflatoren höher als jener, der auf Basis der HVPI-Kategorien ermittelt wurde (wie Finnland, Spanien und Frankreich). In anderen Ländern ist es umgekehrt (Österreich, Irland, Portugal). Dabei wird die Entwicklung der indirekten Steuern und der regulierten Preise eine Rolle spielen. Beides ist in den Unterkategorien des HVPI eingeschlossen, und dies kann das Preismaß für nichthandelbare Güter verzerren. Offizielle Zahlen über regulierte Preise im HVPI gibt es bislang nicht (EZB 2003). Allerdings ist das Gewicht der regulierten Preise im HVPI deutlich höher als in Deflatoren der VGR, so dass auch eine Betrachtung der Produktivitäts- und Deflatorunterschiede unter Einschluss der öffentlichen Dienstleistungen die Schlussfolgerungen nicht signifikant ändern.

Der Einfluss indirekter Steuern wird zudem bei einer Verwendung sektoraler Deflatoren auch dann ausgelassen, wenn der Sektor öffentlicher Dienstleistungen in das Maß der Dienstleistungen aufgenommen wird. Die deutsche Entwicklung ist besonders auffallend, da das Deflator-Differential negativ war, der Anstieg der Dienstleistungspreise im HVPI dennoch höher ausfiel als jener der Industriegüterpreise. Die Unterschiede sind jedoch auch in anderen Ländern erheblich.

Insgesamt deuten diese Daten darauf, dass Unterschiede in der Produktivitätsentwicklung zwischen den Sektoren bestehen, ebenso wie Zuwächse bei den Lohnstückkosten und den Preisen, so wie es das Balassa-Samuelson-Modell nahelegt. Die Abbildung 2-6 zeigt den Anstieg des Produktivitäts-/Lohnstückkostendifferentials und des relativen Preises auf Basis der Deflatoren, d.h. den grundlegenden Zusammenhang des Balassa-Samuelson-Modells.

Zunächst fällt auf, dass in der Tat reziproke Produktivitäts- und Preisbewegungen bestehen. Allerdings deuten die Abbildungen darauf hin, dass der Zusammenhang zwischen relativen Produktivitäten bzw. Lohnstückkosten und relativen Preisen nicht in allen Ländern mit dem durch das Modell unterstellten Koeffizienten von eins verbunden ist. Zudem ist in einigen Ländern der Anstieg der Produktivitäten höher als jener der Deflatoren (Österreich, Frankreich, Irland), in anderen steigt das Deflatordifferential stärker als das Produktivitätsdifferential (Spanien, Finnland). Letztlich zeigen diese Abbildungen auch, dass die Länder mit dem höchsten Produktivitätsfortschritt nicht notwendigerweise auch den höchsten Anstieg der relativen Preise verzeichnet haben. Deflatordifferentiale von rund 3% in Spanien und Finnland gehen einher mit einem Produktivitätsdifferential von 1,5% in Spanien und 2,7% in Finnland. Das französische Produktivitätsdifferential von 3,1% führt sogar zu einem Deflatordifferential von nur 2,4%. Im Rahmen des Modells ist dies nicht zu erklären.

Eine einfache Abschätzung des Effektes für die Inflationsrate kann mit einer arithmetischen Berechnung des Preisdifferentials vorgenommen werden. Dafür wird angenommen, dass die Inflationsrate der Dienstleistungen in Abhängigkeit vom Produktivitätsdifferential zwischen dem handelbaren und nichthandelbaren Sektor bestimmt wird, d.h. die Übertragung von Produktivitätsdifferentials auf reziproke Preisdifferentiale 1:1 stattfindet.

Die Tabellen 2-3 bis 2-5 zeigen eine mögliche Abschätzung dieser Inflationsraten für die EU12 auf Basis des HVPI und dessen Komponenten. Für die Berechnung der hypothetischen Raten wurden die Gewichte der Güter (Industriegüter, Nahrungsmittel, Energiegüter) und Dienstleistungen verwendet, die Eurostat veröffentlicht.

In Tabelle 2-3 stehen in den Spalten links die Gewichte des jeweiligen Mitgliedslandes im HVPI des Euroraums und daneben die Gewichte der Dienstleistungen im HVPI des Landes. In Spalte 3 ist der Durchschnitt des Produktivitätsdifferentials in den Jahren 1996-2003 angegeben⁵. Spalte 4 zeigt die Inflationsrate in den Dienstleistungen, wenn diese über den Balassa-Samuelson-Effekt bestimmt wird, d.h. wenn diese die Rate der Güterpreise um die Höhe des Produktivitätsdifferentials übersteigt. Es wurde zunächst angenommen, dass die Güterpreise eine Inflationsrate von 1% p.a. aufweisen (im unteren Teil von Tabelle 2-3). In der letzten Spalte stehen schließlich die Inflationsraten der einzelnen Länder und der EU12, wenn die Güterpreise in allen Ländern mit einer Rate von 1% p.a. zunehmen und die Preiszuwächse der Dienstleistungen durch den Balassa-Samuelson-Effekt bestimmt werden. In sechs Ländern übersteigt die so bestimmte Inflationsrate in den Dienstleistungen 3% p.a., wobei Irland mit 7,7% und Frankreich mit 4,1% die höchsten Raten aufweisen. In Deutschland wäre die Rate mit 1,3% vergleichsweise niedrig, in Portugal aufgrund

⁵ Da der Balassa-Samuelson-Effekt einen langfristigen Zusammenhang darstellt, ist die durchschnittliche Differenz von Interesse für den zu erwartenden relativen Preisanstieg.

des negativen Produktivitätsdifferentials sogar negativ. Für die gesamten Inflationsraten würde sich dadurch ergeben, dass fünf Mitgliedsländer Raten von 2% oder mehr aufweisen (Irland, Frankreich, Belgien, Österreich und Finnland). In Deutschland würde eine Rate von 1,1% folgen, in Portugal eine von 0,3%. Die Rate für den gesamten Euroraum würde 1,5% betragen. Die darüber liegende Tabelle zeigt, wie die Raten ausfallen würden, wenn die gesamte Inflationsrate für den Euroraum auf 1,9% normiert wäre, d.h. den beobachteten Wert im betrachteten Zeitraum. Die Dienstleistungspreise würden mit 2,9% p.a. steigen, die Güterpreise mit 1,3%.

Entsprechend zeigt die Tabelle 2-4 die hypothetischen Inflationsraten, die sich ergeben, wenn der Balassa-Samuelson-Effekt auf Grundlage des Differentials in den Lohnstückkosten bestimmt wird. Die Inflationsrate für den Euroraum würde 1,3% p.a. betragen, wenn die Güterpreise mit einer Rate von 1% wachsen würden; und bei einer Rate von 1,9% p.a. für den gesamten Euroraum würden die Güterpreise mit 1,4% p.a. wachsen. Neun Länder der Währungsunion würden in einem solchen Fall Inflationsraten über dem gewichteten Durchschnitt der Union aufweisen. Deutschland würde hingegen aufgrund des negativen Lohnstückkostendifferentials eine sehr niedrige Rate aufweisen.

Vergleicht man die so bestimmten hypothetischen Raten mit den tatsächlich beobachteten Raten (Tabelle 2-5), kann festgestellt werden, dass sich diese erheblich unterscheiden. Die Raten in jenen Ländern, die zuvor als Kandidaten für einen hohen Balassa-Samuelson-Effekt bestimmt wurden (Irland, Frankreich, Österreich, Belgien und Finnland), weisen niedrigere Raten auf als zuvor und alle genannten mit Ausnahme von Irland auch Raten unter dem Durchschnitt der EU12. In Frankreich betrug die durchschnittliche Inflationsrate statt 3,0% lediglich 1,5%, und auch in Irland ist die beobachtete Rate von 3,2% deutlich niedriger als 4,9 – 5,5%, die durch das Modell unterstellt sind. Andererseits weisen Länder, die zuvor nicht durch hohe Produktivitätsdifferenziale aufgefallen sind, in der Realität vergleichsweise hohe Raten auf: Griechenland 4,2%, Spanien 2,8%, Portugal 2,9% und Italien 2,5%. Der Vergleich dieser hypothetischen Raten mit der beobachteten Entwicklung stützt Zweifel an der Bedeutung des Balassa-Samuelson-Effekts für die Inflationsentwicklung in der EU12.

Ökonometrische Tests in Lommatzsch/Tober (2003) können den Zusammenhang entsprechend dem Balassa-Samuelson-Modell in nur vier der acht untersuchten Länder bestätigen, und dies nur für den Zusammenhang zwischen Lohnstückkosten und Deflatoren. Zudem unterscheiden sich die Koeffizienten erheblich und liegen zwischen 0,5 und 2,1. Solche Unterschiede sind im Rahmen des Modells nicht zu erklären. Des Weiteren wird in der Empirie auch eine weitere Annahme des Modells verletzt: die Preise der handelbaren Güter steigen in den Mitgliedsländern unterschiedlich. So weisen vor allem jene Länder mit hohem Produktivitätsdifferential (Irland, Frankreich) niedrigere Raten bei den Industriegütern auf, so dass trotz einer Anpassung der relativen Preise zwischen Gütern und Dienstleistungen die gesamte Inflationsrate nicht in ebendiesem Ausmaß höher ausfallen muss.

Zusammenfassend gilt somit, dass Unterschiede in der Produktivitätsentwicklung zwar bestehen, ebenso wie in der Preisentwicklung in der Industrie und im Dienstleistungssektor. Allerdings deutet der Vergleich zwischen den durch das Modell unterstellten Inflationsraten mit den beobachteten Raten darauf, dass dies die beobachtete Entwicklung schlecht beschreibt.

2.1.6 Gewichte der Kategorien im HVPI

Strukturelle Inflationsunterschiede könnten theoretisch dadurch bestehen, dass einzelne Güterkategorien in den Ländern unterschiedliches Gewicht haben und daher – selbst bei gleicher Entwicklung der Preise in den Kategorien – sich die gesamte Rate unterscheidet.

Die Gewichte im HVPI werden durch die Anteile einzelner Ausgabenkategorien an den privaten Konsumausgaben bestimmt und können jedes Jahr angepasst werden. In Ländern mit niedrigerem Einkommensniveau ist typischerweise der Anteil der Lebensmittel höher als in Ländern mit höherem Einkommensniveau; für den Anteil der Dienstleistungen gilt das Gegenteil. Zwar hat sich in nahezu allen Ländern das Gewicht der Dienstleistungen in den vergangenen acht Jahren erhöht, jedoch sind sowohl die absoluten Niveaus als auch die relativen Veränderungen in den Ländern unterschiedlich (Tabelle 2-6).

Aus solchen Unterschieden in den Gewichten können sich systematische Unterschiede in den Inflationsraten ergeben. Deren Ausmaß wird allerdings nur vergleichsweise gering ausfallen. Als Beispiel dient der Anstieg der Lebensmittelpreise (Nahrungsmittel, Alkohol, Tabak) im Jahr 2001, der sowohl in Spanien als auch in Frankreich 5,1% betrug. Durch das höhere Gewicht der Lebensmittel im spanischen Korb fiel der Beitrag zur Inflationsrate mit 1,2 Prozentpunkten um 0,2 Punkte höher aus als in Frankreich (1 Prozentpunkt der gesamten Inflationsrate wurde von den Lebensmitteln beigestrungen; entsprechende Zahlen für Lebensmittel ohne Tabak und Alkohol: Anteile in Spanien und Frankreich im Jahr 2001: 21% / 17%; Preisanstieg im Jahr 2001: 5,4% / 5,5%, Beitrag zur Inflationsrate 1,1 / 0,9 Prozentpunkte). Ein ähnliches Beispiel stellt die Energiepreisentwicklung im Zuge des Ölpreisanstieges im Jahr 2000 dar: So stiegen die Energiepreise in Belgien und in Griechenland mit 16,3% und 17,3% mit vergleichsweise ähnlichen Raten. Allerdings unterscheidet sich die Auswirkung auf den Anstieg des HVPI aufgrund des Gewichtes: So trug in Belgien die Entwicklung der Energiepreise mit 1,9 Prozentpunkten zum HVPI-Anstieg bei, in Griechenland (trotz des höheren Anstiegs) waren dies lediglich 1,2 Prozentpunkte. Die daraus folgenden Unterschiede in den Inflationsraten sind jedoch insgesamt zu klein und vorübergehend, um systematische Folgen für die Wirkung der Geldpolitik zu haben.

2.1.7 Regulierte und administrierte Preise, Steueranpassungen

Regulierte Preise oder indirekte Steuern können dann Ursache von Inflationsdifferenzen sein, wenn ihre Anpassung in den einzelnen Mitgliedsländern unterschiedlich ausfällt. Bislang unterscheiden sich in der Union sowohl die Mehrwertsteuersätze als auch die Höhe indirekter Steuern (Verbrauchssteuern wie bei Tabak oder Alkohol) oder Gebühren für öffentlich bereitgestellte Dienstleistungen. Ebenso sind Anpassungen dieser regulierten Preise nicht einheitlich. Anhebungen können durch den Konsolidierungsbedarf der Staatshaushalte begründet sein (wie in Deutschland, Frankreich oder Portugal in den vergangenen Jahren), aber ebenso durch konzeptionelle Überlegungen zur Steuerung der Nachfrage (Ökosteuern in verschiedenen Ländern des Euroraums) oder der Verteilung der Steuerlast (Verschiebung von direkten zu indirekten Steuern in den Niederlanden zu Beginn des Jahres 2001).

Seit der Gründung der Währungsunion gibt es eine Vielzahl von Beispielen für administrative Eingriffe in die Preise in einzelnen Mitgliedsländern. Abbildung 2-7 vergleicht die Zuwachsraten des französischen HVPI mit jenen der COICOP-Kategorie Alkohol und Tabak, wodurch vor allem Eingriffe in die Besteuerung sichtbar werden. Offizielle Daten über die Anteile administrierter Preise im HVPI liegen bislang nicht vor; es können jedoch Approximationen über bestimmte Unterkategorien des HVPI vorgenommen werden. Wie Berechnungen der EZB (2003) zeigen, hat die Entwicklung der regulierten Preise stärker zwischen den Mitgliedsländern divergiert als die Entwicklung der HVPIs.

Der Einfluss regulierter Preise auf den HVPI hängt sowohl vom Gewicht dieser Kategorien als auch von der Höhe der Anpassung ab. So ist das Gewicht administrierter Preise im deutschen CPI 18,7%; sie haben in den Jahren 1991 bis 2003 im Durchschnitt ein Viertel zum Preisanstieg insgesamt beigetragen. Allerdings zeigt sich am Beispiel Frankreichs seit Beginn des Jahres 2003, dass auch eine Kategorie mit vergleichsweise geringem Gewicht erhebliche Auswirkungen auf die Rate haben kann, wenn die Zuwächse hoch genug ausfallen. So trug der Preisanstieg der Kategorie Alkohol und Tabak mit einem Gewicht von 4% am HVPI im Jahr 2003 aufgrund der Zuwachsrate von 8,8% im Jahresdurchschnitt nahezu ein Fünftel (17%) zum Anstieg des HVPI von 2,2% bei (Abbildung 2-7).

Regulierte Preise oder Steueränderungen können auch zu einer Senkung der Inflationsraten beitragen. So ist ein Teil des Rückgangs der belgischen Inflationsrate im Jahr 2002 auf administrative Maßnahmen zurückzuführen; ebenfalls hat die Senkung der Alkoholsteuer in Finnland dazu beigetragen, dass im Frühjahr 2004 negative Zuwächse beim HVPI verzeichnet wurden.

Anpassungen regulierter Preise oder indirekter Steuern werden keine längerfristigen Folgen für Inflationsdifferenzen haben, wenn Zweitrundeneffekte über Lohnsteigerungen vermieden werden. Obwohl ein längerfristiges Auseinanderdriften der Inflationsraten aus diesem Grund nicht zu erwarten ist, werden so lange vorübergehende Unterschiede in den Inflationsraten auftreten, wie die Anpassungen in einzelnen Mitgliedsländern der Union unterschiedlich ausfallen.

2.1.8 Ölpreis

Nach einer kurzen Phase niedriger Ölpreise im Jahr 1998 stieg der Ölpreis seit Mitte 1999 kräftig. In den folgenden Jahren gab es zwar vorübergehend Rückgänge beim Ölpreis, die Tendenz der Preisentwicklung war jedoch stetig aufwärts gerichtet (Abbildung 2-8).

Dieser Anstieg schlägt sich zunächst direkt im HVPI nieder; ebenso werden auch Preise von Gütern, deren Produktion stark von den Energiepreisen abhängt (wie Transportdienstleistungen), rasch reagieren. Obwohl der Ölpreisanstieg für den Euroraum alle Länder betrifft und somit einen symmetrischen Schock darstellt, können sich die daraus folgenden Inflationsraten unterscheiden. Erstens liegt es – wie dargestellt – am Gewicht der Energiegüter im HVPI und an der Bedeutung der Ölimporte für die Energiebereitstellung. Zweitens können in den einzelnen Ländern unterschiedliche administrative Maßnahmen zur Begrenzung der Folgen für die Preisentwicklung vorgenommen worden sein, wie eine (leicht) kompensierende Senkung der indirekten Steuern in Frankreich. Drittens spielt auch eine Rolle, wie ölabhängig ein Land produziert und wie sich somit

die Kostenstruktur durch einen Ölpreisanstieg verändert. Die verzögerten Effekte über veränderte Produzentenpreise können sich – ebenso wie der Überwälzungsspielraum aufgrund konjunktureller oder wettbewerblicher Faktoren – zwischen den Ländern unterscheiden. So finden Égert et al. (2004), dass eine höhere Erdölabhängigkeit eines Landes ebenso wie eine höhere Erdölintensität in der Industrie mit stärkeren Reaktionen der Inflationsrate verbunden sind.

Inflationsunterschiede nach Auftreten eines Ölpreisschocks (oder eines anderen symmetrischen Kostenschocks) sind somit bei Vorliegen unterschiedlicher Wirtschaftsstrukturen zu erwarten. Sie bleiben allerdings vorübergehend (bzw. können schnell überwunden werden), wenn es keine Zweitrundeneffekte über die Löhne gibt. Inflationsunterschiede über einen längeren Zeitraum hinweg können hingegen aufgrund eines negativen Angebotsschocks dann auftreten, wenn Zweitrundeneffekte über Löhne in den Mitgliedsländern unterschiedlich ausfallen (vgl. Kapitel 2.2).

2.1.9 Schwankungen des nominalen Wechselkurses

Differenzen zwischen den Inflationsraten können auch durch Wechselkursschwankungen und damit einhergehende Änderungen der Importpreise ausgelöst werden, wenn sich die Mitgliedsländer hinsichtlich ihres Offenheitsgrads und ihrer Anteile des Außenhandels mit Ländern außerhalb der Währungsunion unterscheiden. So ist die Preisentwicklung in Ländern mit höherem Offenheitsgrad stärker durch Importpreise beeinflusst als in geschlosseneren Ökonomien. Unterschiedliche Wirkungen auf die Inflationsraten beruhen jedoch nicht nur auf dem Offenheitsgrad, sondern vor allem auf der Bedeutung der Wechselkursschwankungen für die Preisentwicklung. Sie hängt zum einen vom Anteil des Handels mit Ländern außerhalb der Union ab, zum anderen von der Stärke der Überwälzung von Wechselkursschwankungen in die Preise (*exchange rate pass-through*). Außer diesen direkten Effekten der Wechselkursänderungen können auch indirekte Effekte auf Preise ausgehen, wenn die Wechselkursänderung einen konjunkturellen Impuls darstellt. Wiederum kann dieser in den Ländern entsprechend der Bedeutung des Extra-EWU-Handels unterschiedlich stark ausfallen.

Wie Tabelle 2-7 zeigt, gibt es große Unterschiede sowohl zwischen dem Offenheitsgrad der Mitgliedsländer des Euroraums als auch zwischen den Anteilen der Importe aus Nichtmitgliedsländern an den gesamten Importen.

Inwieweit diese strukturellen Unterschiede für die Preisbewegung insgesamt von Bedeutung sind, hängt vom Pass-through ab, d.h. von der Überwälzung. Der Wechselkurs wird zunächst auf Importpreise wirken. Produzentenpreise werden in Abhängigkeit von der Bedeutung und Substituierbarkeit importierter Rohstoffe oder Vorleistungen reagieren. Die Wirkung auf Konsumentenpreise ist in dieser Kette die niedrigste, vor allem da in diesem Preisindex importierte Güter den geringsten direkten Anteil, und einige Importe überhaupt keine Relevanz für die Konsumentenpreisentwicklung haben (*exportbezogene Importe*).

In empirischen Tests wird die Überwälzung auf die Konsumentenpreise im Euroraum auf etwa 30% geschätzt (Égert et al.(2004), Honohan/Lane (2003)); in Tests für einzelne Länder wie Deutschland oder Frankreich liegen die Werte noch niedriger (Hüfner/Schröder (2002)). Dies kann durch die Anteile der importierten Güter an den Warenkörben gegeben sein, jedoch auch auf der

unvollständigen Überwälzung der Wechselkursentwicklung auf die Importpreise aufgrund von *Pricing-to-Market*-Strategien der Unternehmen beruhen. Wenn die Änderung des Wechselkurses als vorübergehend betrachtet wird, werden im Interesse der Wahrung von Marktanteilen temporäre Einnahmeeinbußen akzeptiert. Ebenso kann grenzüberschreitender firmeninterner Handel dazu beitragen, dass sich Wechselkursschwankungen nicht vollständig in Preisänderungen niederschlagen müssen. Zusätzlich kann auch eine Rolle spielen, in welcher Währung fakturiert wird: Für kleine Länder wird es häufiger der Fall sein, dass die Rechnungen in der Heimatwährung des größeren Landes ausgestellt werden. Zwar sollte dieser Effekt mit der Einführung des Euro auslaufen, für eine Übergangszeit mag es für den Pass-through jedoch eine Rolle spielen.

Allerdings bedeuten selbst gleiche Koeffizienten der Weiterleitung Unterschiede in den Inflationsraten, solange die Änderung der nominalen effektiven (d.h. handelsgewichteten) Wechselkurse in Abhängigkeit von der Handelsstruktur unterschiedlich stark ausgefallen ist. So betrug die nominal effektive Abwertung des irischen Pfund/Euro in Irland von 1998 bis 2000 11%, während die Veränderung des französischen Franc/Euro in Frankreich in der gleichen Zeit bei 4% lag (Honohan/Lane 2003).

Abbildung 2-9 zeigt die Entwicklung des Wechselkurses zwischen IEP/EUR und USD, der Importpreise und der Konsumentenpreise. Die Importpreise zeigen einen ähnlichen Verlauf wie der Wechselkurs zum USD; diese Bewegung findet sich auch in der Entwicklung der Konsumentenpreise wieder. Im Gegensatz dazu scheint in Frankreich (Abbildung 2-10) die Entwicklung der Importpreise deutlich weniger vom Wechselkurs zum USD abzuhängen; die Konsumentenpreise wiesen in den vergangenen zwei Jahren sogar eine deutlich entgegengerichtete Dynamik auf.

Ein weiterer Punkt folgt aus der stärkeren Abhängigkeit einiger Länder von Wechselkursschwankungen. Fallen diese ebenso stark aus wie in den vergangenen Jahren, so werden auch die Inflationsraten dieser Länder insgesamt größere Schwankungen aufweisen. Wie in Abbildung 2-9 dargestellt, nahm die Inflationsrate in Irland seit 1996 Werte zwischen 0,6 und 6,0 an. Das ist eine weit größere Spanne als in Deutschland, wo die Raten im gleichen Zeitraum zwischen 0,1 und 2,8 lagen.

Ebenso wie bei den Ölpreisen hängt die Dauer der Inflationsratendivergenzen hier vom Auftreten von Zweitrundeneffekten über Lohnerhöhungen ab. Stellt eine starke Abwertung einen konjunkturellen Impuls dar, der Lohn- und Preissteigerungen nach sich zieht, hängen die Folgen für die Dauer und Stärke der Inflationsdifferenzen auch davon ab, inwieweit Änderungen der Wettbewerbsfähigkeit gegenüber dem Rest der Währungsunion korrigiert werden müssen und mit den in der Währungsunion zur Verfügung stehenden Anpassungsmechanismen in der kurzen Frist erreicht werden können (s. weiter unten).

Gleichzeitig kann der Effekt der starken Abhängigkeit vom Wechselkurs aber mit der Zeit nachlassen, wenn sich die Handelsstrukturen auch durch die Währungsunion verändern und der Anteil des Intra-EWU-Handels steigt.

2.1.10 Konjunkturelle Unterschiede: Anpassung ohne eigene Geldpolitik

Inflationsunterschiede können auch zyklische Ursachen haben. Wächst eine Ökonomie über längere Zeit schneller als das Wachstumspotential, werden Beschränkungen im Arbeitsmarkt zu einem Anstieg der Löhne und Preise führen; in einer Phase der Abkühlung und ungenutzter Kapazitäten wird die Inflationsrate hingegen im Allgemeinen niedrig ausfallen. Gleiche Inflationsraten in einer Währungsunion sind nur dann zu erwarten, wenn die Produktionslücke und die damit verbundene Inflationsrate in allen Ländern gleich hoch ausfallen.

Bislang sind die Konjunkturzyklen der Länder im Euroraum nicht vollständig harmonisiert. Allerdings erscheinen die Zyklen der in Abbildung 2-11⁶ aufgenommenen Länder weit mehr übereinzustimmen als die Inflationsraten, da die Richtung – nicht notwendigerweise die Stärke – der Entwicklung weitgehend ähnlich ist. Wie die Abbildungen für die einzelnen Länder (Abbildung 2-12) andeuten, ist der Gleichlauf zwischen Konjunkturzyklus und Preisentwicklung in den vergangenen fünf Jahren besonders in den Niederlanden stark ausgeprägt.

In diesem Zusammenhang stellen sich zwei Fragen. Erstens, gibt es Anpassungsprobleme derart, dass notwendige Korrekturen der relativen Preise als Reaktion auf Schocks (die in den meisten Fällen Auslöser konjunktureller Schwankungen sind) nur langsam stattfinden? Sind diese Anpassungsprobleme in einzelnen Mitgliedsländern unterschiedlich ausgeprägt? Und zweitens, verläuft die Anpassung in der Währungsunion (also ohne eigene geldpolitische Reaktion) mit vergleichsweise geringen Kosten für Output und Beschäftigung?

In der Währungsunion stehen für eine Stabilisierung konjunktureller Schwankungen oder bei temporären Schocks im Grunde fiskalische Maßnahmen zur Verfügung. Allerdings müssen diese zeitgerecht stattfinden; außerdem ist die Fiskalpolitik im Euroraum durch den Stabilitäts- und Wachstumspakt beschränkt.⁷ Dauerhafte (permanente) Schocks, die letztlich eine Veränderung der relativen Preise und Löhne notwendig machen, können bei unzureichender Flexibilität der Reallohnbildung mit einem langen Anpassungsprozess verbunden sein. Dies wird vor allem dann Kosten für das Wachstum in der Währungsunion verursachen, wenn diese Rigiditäten in den Mitgliedsstaaten unterschiedlich ausgeprägt sind. Persistente Unterschiede in der Lohn- und Preisentwicklung (längere Phasen verzerrter relativer Preise) werden begleitet von einer auf den Durchschnitt ausgerichteten Geldpolitik, die keinem Land gerecht wird. Konjunkturelle Schwankungen können somit stärker ausfallen.

Im Euroraum konnte nach dem Ölpreisschock in der Tat ein Auseinanderdriften der Lohnanstiege beobachtet werden. Ebenso wie für die Inflationsraten gilt, dass die Lohnanstiege im Jahr 2001 deutlich höher ausfielen als zuvor (vgl. folgender Abschnitt) und auch deren Varianz wieder zunahm. Dies legt nahe, dass in einigen Ländern Kompensationszahlungen für die Preisschocks geleistet wurden, d.h. dass Zweitrundeneffekte auftraten, und in anderen nicht.

⁶ Die Produktionslücke wurde mit dem Hodrick-Prescott-Filter bestimmt.

⁷ Dies gilt vor allem für jene Länder, die auch bei guter konjunktureller Situation hohe Defizite aufwiesen und bei denen somit der Spielraum für antizyklische Maßnahmen im Fall einer Schwächephase gering ist.

Die Preis- und Lohnbildung wird vor allem bei Bestehen von Indexierungen verfestigt. In drei Ländern der Währungsunion bestehen Möglichkeiten für Indexierungen: Belgien, Spanien und Finnland. Während Kompensationszahlungen in Spanien und Finnland dann stattfinden, wenn die Inflationsrate die zuvor erwartete Höhe bzw. das Inflationsziel überschreitet, findet in Belgien eine automatische Indexierung anhand des *Health Index* statt. Dies kann erklären, warum die Lohnanstiege in Finnland im Jahr 2002 vergleichsweise hoch ausfielen und sich danach wieder zurückbildeten, hingegen in Belgien seither Zuwächse deutlich über dem Verteilungsspielraum verzeichnet werden.

Einschränkend sollte jedoch darauf hingewiesen werden, dass die Nominallohnanstiege in den Mitgliedsländern der Währungsunion verglichen mit Perioden vor der Gründung der Währungsunion (nicht jedoch mit der Konvergenzphase 1996-1998) als Reaktion auf die Preisschübe in den Jahren 2000 und 2001 vergleichsweise gering ausfielen. Für die Kostenstruktur auf Seiten der Unternehmen war auch von Bedeutung, dass die Produktivitätszuwächse in einigen Mitgliedsländern seit einigen Jahren sehr gering ausfallen. So nahmen in Italien im Durchschnitt der Jahre 1999-2002 die Nominallöhne um 2,5% zu, bei einem durchschnittlichen Produktivitätsanstieg von gerade 0,2%.

Eine langsame Anpassung nach Schocks und eine Persistenz von Preis- und Lohnanstiegen kann auch durch weitere Faktoren gefördert werden. Erstens können einige Inflationsdifferenziale auf administrative Maßnahmen, den Ölpreis oder Wechselkursschwankungen zurückgehen und müssen nicht notwendigerweise Lohnrigiditäten implizieren. Zweitens verzeichneten mehrere Länder im Zuge der Nominalzinskonvergenz einen erheblichen Rückgang der Realzinsen, teilweise bis zu negativen Raten. Dieser konjunkturelle Impuls kann die negativen Folgen der sich verschlechternden Wettbewerbsfähigkeit überlagern und für eine bestimmte Zeit überkompensieren. Werden gleichzeitig auch Ungleichgewichte am Vermögensmarkt aufgebaut, kann die anschließend erforderliche Korrektur mit hohen Ausschlägen verbunden sein. Drittens hat die Abwertung des Euro nach der Gründung der Währungsunion möglicherweise eine stärkere Reaktion auf den Verlust an Wettbewerbsfähigkeit verhindert, da die effektive Abwertung ebenfalls zunächst den Preisanstieg im Inland kompensierte. Letztlich spielt auch die Finanzierbarkeit von Handelsbilanzdefiziten eine Rolle. In der Währungsunion stellt das Handelsbilanzdefizit gegenüber anderen Mitgliedsländern nicht mehr eine Restriktion in der Hinsicht dar, dass diese Wechselkursänderungen auslösen werden.

Die genannten Faktoren müssen jedoch nicht notwendigerweise darauf hinweisen, dass die Anpassung nach Schocks oder im Konjunkturverlauf auf Dauer träge sein muss. So werden höhere Inflationsraten zwar immer mit (im Vergleich zum Durchschnitt der Währungsunion) relativ niedrigen Realzinsen einhergehen; die besonders hohen Realzinsrückgänge nach Gründung der Währungsunion sind jedoch vor allem eine Folge der zuvor bestehenden hohen nominalen Raten in Ländern, die erst vergleichsweise spät Disinflation erreicht haben. Es ist nicht zu erwarten, dass ein ähnlich starker konjunktureller Impuls innerhalb der Währungsunion erneut erreicht werden kann. Ein starker Umschwung des Wechselkurses kann hingegen nicht ausgeschlossen werden, ebenso wie ein verringerter Anpassungsdruck auf eine Korrektur des realen Wechselkurses durch ausgleichende Kapitalströme. Jedoch sollte nicht unterschätzt werden, dass die Rolle der Lohnsetzung als Anpassungsinstrument in der Währungsunion in den meisten Mitgliedsländern verstanden werden

dürfte. Das zeigen auch die vergleichsweise moderaten Anstiege der Löhne nach dem Ölpreisschock und der anschließende Rückgang des Lohnanstiegs.

2.1.11 Übergangs- und Einstiegsprobleme nach der Gründung der Währungsunion

Als Letztes soll noch darauf eingegangen werden, dass der Übergang zur Währungsunion in mehrerer Hinsicht einen Strukturbruch darstellt und die beobachteten Unterschiede in den Inflationsraten auch durch Übergangs- und Einstiegsprobleme hervorgerufen wurden.

Vorübergehende Maßnahmen in der Konvergenzphase

In einigen Ländern wurden im Interesse des Erreichens der nominalen Konvergenz im Vorlauf zur Währungsunion Restriktionen in der Geld-, Fiskal- und Lohnpolitik vorgenommen. Wenn diese von den Marktteilnehmern in der Stärke als temporäre Änderungen verstanden wurden, können nach Erreichen des Ziels kompensierende Maßnahmen verlangt werden. Eine erneute lohnpolitische Restriktion, die nun durch den Ölpreisanstieg erforderlich geworden war, mag in einer solchen Situation schwer durchsetzbar gewesen sein.

Transparenz des Ziels der Zentralbank

Für eine stabilitätsorientierte Lohnpolitik ist es von besonderer Bedeutung, dass das Inflationsziel der Zentralbank eindeutig formuliert wird. Das Inflationsziel der EZB wurde zu Beginn der Währungsunion in einem Band zwischen 0 und 2% festgelegt. Dies ließ den Marktteilnehmern Spielraum in der Interpretation und ermöglichte auch, dass das Ziel in den einzelnen Mitgliedsländern anders ausgelegt wurde. So wurde in Spanien von Beginn an auf ein Ziel von 2% Bezug genommen, im Gegensatz zu Deutschland, wo in der Mehrheit davon ausgegangen wurde, dass die EZB eine Inflationsrate von deutlich unter 2% anstrebt. Erst die Änderung des Ziels auf nahe 2% im Frühjahr 2003 hat diesen Interpretationsspielraum beseitigt.

Die EZB kann durch die unklare Zielformulierung zu Beginn somit einen zu schwachen Anker für die Erwartungsbildung geschaffen haben. Hinzu kommt, dass die Zwei-Säulen-Strategie als nicht transparent genug galt. Das Informationsdefizit in Bezug auf die Transmission und Wirkung geldpolitischer Maßnahmen in der Währungsunion mag zu einer Präferenz für eine restriktivere Politik beigetragen haben. Dies wird noch dadurch verstärkt worden sein, dass sich die EZB als junge Institution erst eine Reputation erarbeiten musste. Trotz der Übernahme verschiedener Regelungen und Vorgehensweisen der Bundesbank konnte der Übergang zur Orientierung am Aggregat des Euroraums und die Teilnahme aller Länder an der Entscheidungsfindung über die Geldpolitik von Marktteilnehmern als Risiko für die Stabilitätsorientierung der EZB aufgefasst worden sein.

Übergang auf den nominalen Anker des Inflationsziels

Für die Übergangsphase kann auch eine Rolle gespielt haben, dass das Inflationsziel der Zentralbank als einziger nominaler Anker für die meisten Länder neu war. Außer in Deutschland spielte der Wechselkurs zur D-Mark eine erhebliche Rolle als Signal der Zentralbankpolitik und für die Bildung von Inflationserwartungen. In Deutschland wiederum war die Geldpolitik auf nationale Entwicklungen ausgerichtet, und Zinsbewegungen konnten damit vor allem hier zu einer Stabilisierung der Nachfrage beitragen. Nach dem Übergang der geldpolitischen Verantwortung auf die EZB ist die Geldpolitik an den Entwicklungen im gesamten Währungsgebiet orientiert. Der Anker für die Erwartungen änderte sich für alle Mitgliedsländer: in Deutschland von der auf das Inland ausgerichteten Preisnorm hin zum Inflationsziel der EZB für den Euroraum, in den anderen Ländern vom impliziten oder expliziten Wechselkursziel (kombiniert mit einem Geldmengen- oder Inflationsziel) ausschließlich zum Inflationsziel. Möglicherweise traten zunächst Anlaufschwierigkeiten im Verständnis der Änderung des Ankers auf, sowohl in Deutschland als auch in anderen Ländern. Vor allem gilt dies jedoch für die Länder mit Lohnindexierungen, da durch diese die Wirkungsweise geldpolitischer Maßnahmen behindert wird.

Korrektur der Einstiegswechselkurse

Zu den Übergangsproblemen kann auch ein falsch gewählter Einstiegswechselkurs gehören. Die Wahl des richtigen Einstiegswechselkurses gehört zu den kompliziertesten Fragen der Gründung einer Währungsunion, da eine falsche Wahl eine Anpassung der Löhne und Preise in einer Übergangsphase verlangt. Die Korrektur der realen Wechselkurse kann mehrere Jahre dauern, und damit einhergehend können auch über mehrere Jahre Unterschiede in den Inflationsraten bestehen.

In der Vorbereitungsphase zur EWU wurde es aus Glaubwürdigkeitsgründen für sinnvoll erachtet, dass die Länder mit jenen Wechselkursen der Union beitreten, die im Vorlauf durch den Markt akzeptiert worden waren (IMF 1997). Insbesondere für Spanien und Italien lagen die Wechselkurse auf einem vergleichsweise niedrigen Niveau, welches sich nach den spekulativen Attacken und Abwertungen in den Jahren 1992 und 1993 und anschließend nur leichten Korrekturen eingestellt hatte. Ein Problem kann nun dadurch entstehen, dass bestimmte Determinanten der nominalen Wechselkurse bei Existenz einer eigenen Währung für die Bestimmung der gleichgewichtigen (realen) Kurse in einer Währungsunion an Bedeutung verlieren können. So kann im Fall Italiens und Spaniens die höhere Unsicherheit bezüglich der Inflations- und der Wechselkursentwicklung ebenso wie bezüglich der Teilnahme am Euroraum Risikoabschläge zur Folge gehabt haben, die durch den Beitritt zur Währungsunion irrelevant wurden. Ebenso können Bestimmungsgründe der realen Wechselkurse in der kurzen und langen Frist unterschiedlich wirken. So ging mit den vergleichsweise hohen Preisanstiegen nach der deutschen Wiedervereinigung eine reale Aufwertung der D-Mark gegenüber dem Ecu und dem Euro einher. Diese wurde durch die EMS-Krise 1992/1993 vor allem gegenüber Spanien und Italien noch weiter erhöht.

Im Rahmen von Theorien gleichgewichtiger Wechselkurse kann gezeigt werden, dass eine Senkung der gesamtwirtschaftlichen Sparquote, wie sie durch die deutsche Wiedervereinigung

stattgefunden hat, zunächst über den Anstieg der Realzinsen zu einer realen Aufwertung führt, um das mittelfristige Gleichgewicht wiederherzustellen. In der längeren Frist hingegen werden der Anstieg der Verpflichtungen bzw. geringere Einkommensströme aus ausländischen Investitionen gegenüber dem Ausland eine gleichgewichtige Abwertung verlangen.

Dies kann zum Beispiel veranschaulicht werden anhand von Theorien gleichgewichtiger Wechselkurse, die auf makroökonomischen Modellen der offenen Ökonomie basieren (z.B. das Natrex-Modell von Stein (1995)). Ein gleichgewichtiger Wechselkurs ist definiert als ein solcher realer Wechselkurs, der gleichzeitig zu binnen- und außenwirtschaftlichem Gleichgewicht führt. Binnenwirtschaftliches Gleichgewicht bezieht sich auf ein Vollbeschäftigungseinkommen ohne Inflationsdruck. Außenwirtschaftliches Gleichgewicht ist verbunden mit der Sicherung der Zahlungsfähigkeit des Landes und verlangt, dass in der langen Frist die Auslandsverschuldung oder die ausländischen Aktiva gegen einen festen Wert konvergieren. Die Leistungsbilanz muss somit in der langen Frist ausgeglichen sein. Es kann jedoch auch ein mittelfristiger gleichgewichtiger Wechselkurs identifiziert werden. In diesem Fall muss nicht die Leistungsbilanz ausgeglichen sein; es ist ausreichend, dass die makroökonomische Gleichgewichtsbedingung einer offenen Ökonomie erfüllt ist:

$$S - I = CA = NX - r^* \text{FDEBT} \quad (10)$$

Die Differenz aus gesamtwirtschaftlicher Ersparnis (S) und Investitionen (I) entspricht also dem Saldo der Leistungsbilanz (CA). Diese setzt sich zusammen aus der Handelsbilanz ($X-M=NX$) und Einkommenszahlungen für Passiva im Ausland (FDEBT).⁸ Da Modelle des gleichgewichtigen Wechselkurses mittel- und langfristig orientiert sind, wird von kurzfristigen Schwankungen ebenso wie von spekulativen Kapitalbewegungen abstrahiert.

Die Handelsbilanz hängt vom realen Wechselkurs ab (eine Abwertung verbessert die Handelsbilanz) und der Höhe des BIP, die die Importe bestimmt. Investitionen werden durch Tobins q bestimmt, welches die Kapitalproduktivität (den Marktwert der Investition) mit dem Wiederanschaffungswert in Verbindung setzt. Die gesamtwirtschaftliche Ersparnis hängt ab von der Höhe des Einkommens, den Einkommenszahlungen an das Ausland und der Konsumnachfrage des Staates und der Privaten. Der private Konsum ist eine Funktion des Kapitalstocks und der Kapitalproduktivität (d.h. von der Höhe des Einkommens, positiv), der Höhe der Auslandsverschuldung (negativ) und der Zeitpräferenz der Inländer (positiv). Damit hängt die Differenz aus Ersparnis und Investitionen von zwei als *fundamental* bezeichneten Variablen ab: der Kapitalproduktivität (welche gleichzeitig die Höhe des Einkommens und der Investitionen bestimmt) und der Sparquote (durch die Zeitpräferenz).

Ein mittelfristig gleichgewichtiger Wechselkurs liegt nun vor, wenn der Leistungsbilanzsaldo der Differenz aus den jeweils eigenständig getroffenen Ersparnis- und Investitionsentscheidungen entspricht. Bedingung (10) schließt nicht aus, dass sich die Auslandsverschuldung verändert, d.h. dass Leistungsbilanzsalden verschieden von null existieren. Dies kann in makroökonomischen Modellen offener Ökonomien verschiedene Ursachen haben. In Stock-flow-Modellen (Fren-

⁸ Alle Variablen außer dem Realzins und dem realen Wechselkurs stellen Anteile am BIP dar.

kel/Mussa 1988) wird zum Beispiel explizit modelliert, dass Länder bestimmte angestrebte Positionen an ausländischen Aktiva oder Passiva haben, z.B. in Abhängigkeit von ihrer Kapitalproduktivität. Wenn ein Land eine niedrigere Kapitalproduktivität als der Rest der Welt hat, dann ist es lohnend, im Ausland zu investieren und somit Aktiva im Ausland zu schaffen (und vice versa). In intertemporalen Modellen der Leistungsbilanz (Obstfeld/Rogoff 1995) werden Leistungsbilanzsalden in Verbindung gebracht mit Zeitpräferenz und langfristigen Einkommen. Leistungsbilanzdefizite oder Überschüsse sind dann eine Strategie, den Konsum gleichmäßiger über die längere Frist zu verteilen.

Es kann somit zusammengefasst werden, dass zwar im langfristigen Gleichgewicht die Leistungsbilanz ausgeglichen sein muss, in der mittleren Frist jedoch Salden auftreten können, die mit einem makroökonomischen Gleichgewicht in Form von Ausgleich von Ersparnis, Investitionen und nichtspekulativem Kapitalfluss in Einklang stehen. Eine Ökonomie kann dann immer noch auf dem Pfad der Konvergenz zum langfristigen Gleichgewicht sein.

Die zugrunde liegenden fundamentalen Faktoren können sich zudem auch ändern. Zwei Szenarien sind dabei von besonderem Interesse. Zunächst ist das eine Erhöhung der Zeitpräferenz, d.h. eine Verringerung der Sparquote. Die niedrigere Ersparnis führt zu einer Verschlechterung der Leistungsbilanz; die Auslandsaktiva sinken bzw. die Verpflichtungen gegenüber dem Ausland steigen. Der reale Wechselkurs wird zunächst steigen (Aufwertung), um ein mittelfristiges Gleichgewicht entsprechend der Bedingung (10) wiederherzustellen. In der langen Frist wird allerdings eine Abwertung nötig sein, um die höheren Verpflichtungen gegenüber dem Ausland zu bedienen.

Ein anderer Fall ist eine Erhöhung der Produktivität im Vergleich zum Rest der Welt. Zunächst werden die Investitionen steigen und damit – ebenso wie im vorangegangenen Beispiel – zu einem Leistungsbilanzdefizit, einer realen Aufwertung und einem Anstieg der Auslandsverschuldung führen. Anders als im Beispiel einer Verringerung der Sparquote kann diese reale Aufwertung dauerhaft sein, wenn die höhere Produktivität höheres Wachstum nach sich zieht und damit wiederum eine höhere Ersparnis generiert, die zur Bedienung der Schulden verwendet werden kann.

Für das Beispiel Deutschlands nach der Vereinigung kann vor allem das erste Szenario angewendet werden. Wie die Abbildung 2-13 verdeutlicht, hat Deutschland in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre Leistungsbilanzüberschüsse in Höhe von 4 bis 5% des BIP erzielt. Nach der deutschen Wiedervereinigung wurden über zehn Jahre lang Defizite verzeichnet; erst in den Jahren 2002 und 2003 wurden wieder deutliche Überschüsse erzielt. In Einklang damit steht die Entwicklung des realen Wechselkurses. Für eine grobe Abschätzung wurde dieser zunächst gerechnet als effektiver Wechselkurs gegenüber den acht größten Exportzielen (Frankreich, Vereinigte Staaten, Vereinigtes Königreich, Italien, Niederlande, Österreich, Belgien und Spanien (Abbildung 2-14)).⁹ Der reale Wechselkurs ist berechnet als

$$RER = (P^A * NER) / P \quad , \quad (11)$$

⁹ Die Gewichte beziehen sich auf das Jahr 2003. In der Summe nehmen diese Länder die Hälfte der deutschen Exporte ab.

wobei folgende Notation verwendet wird: RER: realer Wechselkurs; P^A : Preisindex im Ausland; NER: nominaler Wechselkurs; P: Preisindex im Inland. Ein Anstieg des so definierten realen Wechselkurses ist somit eine Abwertung; eine Verringerung des realen Wechselkurses eine Aufwertung. Der reale Wechselkurs wurde sowohl auf Basis der Konsumenten- als auch der Produzentenpreise berechnet.

Des Weiteren wurde der effektive reale Wechselkurs für diejenigen Länder unter den genannten acht größten Exportpartnern berechnet, die zum Euroraum gehören (Abbildung 2-15) sowie für diese sechs Länder einzeln (Abbildungen 2-16 bis 2-21).

Aus allen Abbildungen ist ersichtlich, dass mit der deutschen Vereinigung eine erhebliche reale Aufwertung verzeichnet wurde, und das sowohl gemessen in Konsumenten- als auch in Produzentenpreisen. Während die Abwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar seit dem Jahr 1995 auch eine Korrektur der realen Position Deutschlands gegenüber dem gewichteten Korb aller einbezogenen Währungen nach sich zog, korrigierte sich die Position gegenüber den anderen Mitgliedsländern in der Währungsunion langsamer. Insbesondere die spanische und die italienische Währung werteten mit der deutschen Vereinigung und danach durch die nominalen Abwertungen während der EMS- Krise 1993 real erheblich ab; im Jahr 2003 lag der reale Wert noch immer deutlich unter jenem Ende der 80er Jahre.

Diese grobe Beschreibung kann natürlich nur Hinweise geben, dass möglicherweise die Einstiegswechselkurse bei Gründung der Währungsunion im Nachhinein Korrekturen verlangt haben. Die Bestimmung der konkreten Höhe eines gleichgewichtigen Wechselkurses ist – wie jede empirische Abschätzung – mit großen Unsicherheiten verbunden, und somit kann den vorherrschenden Marktkursen mehr Vertrauen entgegengebracht werden als empirischen Tests, insbesondere wenn diese eine große Bandbreite an möglichen gleichgewichtigen Wechselkursen zum Ergebnis haben. So finden zwar mehrere Arbeiten (Aglietta et al. 1997, Alberola 1999, Roeger 2000), dass die D-Mark überbewertet war, jedoch unterscheidet sich die konkrete Höhe der Überbewertung. Zudem ist auch die Wahl des Referenzpunktes sehr schwierig, d.h. welche Höhe des Leistungsbilanzsaldos die angemessene ist. Für Deutschland als vergleichsweise reichem Land (d.h. mit einem geringeren Wachstumspotential als Länder im nachholenden Wachstumsprozess) stellen Anlagen im Ausland eine Erhöhung des langfristigen Einkommens dar, jedoch ist die konkret anzustrebende Höhe dieser Anlagen nicht leicht zu bestimmen. Die Leistungsbilanzüberschüsse Ende der 80er Jahre waren möglicherweise zu hoch, und die D-Mark war zu diesem Zeitpunkt eher unterbewertet. Die auf die deutsche Einheit folgenden Leistungsbilanzdefizite erforderten allerdings eine Korrektur, die durch die reale Abwertung seit Beginn der Währungsunion auch erzielt wurde.

In diesem Rahmen können die deutsche Wachstumsschwäche und die über mehrere Jahre bestehenden niedrigeren Inflationsraten als im Rest der Währungsunion als Korrektur des realen Wechselkurses interpretiert werden. Nach Abschluss dieser Korrektur würde Deutschland wieder höhere Wachstumsraten und auch höhere Inflationsraten (ähnlich wie der Durchschnitt der Union) aufweisen.

2.1.12 Zusammenfassung

In den vorangegangenen Abschnitten wurde dargestellt, dass sich die Inflationsraten in den Anfangsjahren der Währungsunion wieder stärker unterschieden haben als im Konvergenzprozess. Folgende Ursachen der Inflationsdifferenzen im Euroraum wurden identifiziert:

- 1) Unterschiedliche Gewichte einzelner Kategorien im Warenkorb, der dem HVPI zugrunde liegt,
- 2) die Angleichung der Preisniveaus über Güterarbitrage oder den Balassa-Samuelson Effekt,
- 3) Anpassungen indirekter Steuern und administrierter Preise,
- 4) strukturelle Unterschiede in Bezug auf die außenwirtschaftliche Verflechtung mit Ländern außerhalb des Euroraums und eine unterschiedliche Abhängigkeit von Ölimporten,
- 5) Verarbeitungskanäle nach Schocks und konjunkturelle Unterschiede,
- 6) Einstiegsprobleme wie die Eindeutigkeit des Ziels der Zentralbank, die anfängliche Zinssenkung für einige Länder und die Einstiegswechselkurse.

Die Bedeutung dieser verschiedenen Ursachen für die Inflationsdifferenzen in den ersten Jahren der Währungsunion war unterschiedlich. So können Unterschiede in den Gewichten beim HVPI nur einen sehr geringen Teil der Inflationsratendifferenzen erklären. Ebenso hat die Angleichung der Preisniveaus, sei es über die Preise handelbarer Güter (über Arbitrage im Binnenmarkt) oder von Dienstleistungen (entsprechend dem Balassa-Samuelson Modell), nur eine geringe Rolle für die beobachteten Differenzen gespielt. Beides sind langfristige Effekte, die das plötzliche Auseinanderdriften der Raten nach dem Jahr 2000 nicht erklären können. Damit soll nicht abgestritten werden, dass die Preise von Dienstleistungen stärker gestiegen sind als die der Güter. Dies war jedoch in allen Ländern zu beobachten. Zudem wird hier auch eine Rolle spielen, dass Preisregulierungen häufiger bei den Dienstleistungen zu finden ist (z.B. bei kommunalen Dienstleistungen). Anhebungen von indirekten Steuern und regulierten Preisen haben in den vergangenen fünf Jahren in mehreren Ländern die Preisentwicklung signifikant beeinflusst. Diese konnten sowohl zu höheren (wie in den Niederlanden nach der Steuerreform 2001) als auch zu niedrigeren Inflationsraten (wie in Finnland nach der Senkung der Alkoholsteuer im Frühjahr 2004) im Vergleich zum Rest des Euroraums führen. Solche Unterschiede sind jedoch vorübergehender Natur und stellen keine Funktionsprobleme der Währungsunion dar.

Der starke Anstieg des Ölpreises und auch die zeitweise Abwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar seit dem Jahr 2000 stellten hingegen Schocks dar, die sowohl die Preisentwicklung als auch die Konjunktur trafen. Diese Schocks konnten in den Mitgliedsländern unterschiedlich wirken und somit auch unterschiedlich starke Anpassungen der relativen Preise erfordern – nun jedoch unter den eingeschränkten wirtschaftspolitischen Bedingungen der Währungsunion. Der Anstieg des Ölpreises hat besonders in jenen Ländern die Konjunktur gebremst und den Preisanstieg erhöht, die ölabhängiger produzieren als der Durchschnitt der Länder in der Währungsunion. Die Abwertung des Euro hat wiederum in Ländern mit vergleichsweise hohem Anteil des Außenhandels mit dem Extra-Euroraum einen weiteren Anstieg des Preisniveaus nach sich gezogen; gleichzeitig gingen hiervon jedoch stimulierende Effekte auf die Konjunktur aus.

Die Phase der länger anhaltenden Wachstumsschwäche in den Ländern der Währungsunion und die über mehrere Jahre bestehenden persistenten Unterschiede in den Inflationsraten deuten darauf hin, dass der Anpassungsprozess nach diesen beiden Schocks schwerfällig verlief – dass also möglicherweise Funktionsprobleme in der Währungsunion vorlagen. So verzeichneten die einzelnen Mitgliedsländer der Währungsunion unterschiedlich starke kompensatorische Lohnanhebungen nach dem Ölpreisanstieg. Am deutlichsten fielen diese in Ländern mit Indexierungen (Belgien, Spanien) aus; die Lohnzuwächse im Jahr 2001 waren jedoch auch in anderen Mitgliedsländern höher als zuvor. Eine Abflachung der Zuwachsraten gegenüber dem Jahr 2000 war nur in Ausnahmefällen wie in Deutschland oder in Österreich zu beobachten.

In den Anfangsjahren der Europäischen Währungsunion dürfte die schwerfällige Anpassung noch in erheblichem Ausmaß durch Einstiegsprobleme verstärkt worden sein. So fiel der konjunkturstimulierende Zinseffekt in Spanien und Italien aufgrund des späten nominalen Konvergenzprozesses besonders stark aus. Zudem eröffnete das zu Beginn der Währungsunion gesetzte Inflationsziel der EZB mit einem Band von knapp über null bis knapp unter zwei Prozent einen Interpretationsspielraum. Der Anker für die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte kann somit zu schwach gewesen sein. Zusätzlich führten die wirtschaftlichen Herausforderungen der deutschen Verringung möglicherweise auch dazu, dass der deutsche Einstiegswechselkurs im Nachhinein als zu hoch eingestuft werden muss (bzw. derjenige von Spanien und Italien entsprechend als zu niedrig). Dies erforderte einen Prozess der Korrektur relativer Preise, dessen Dauer aufgrund des asymmetrischen Charakters des Schocks die der Anpassung an den höheren Ölpreis und Wechselkurs übersteigen könnte. Persistente Unterschiede zwischen den Inflationsraten in Deutschland und dem Rest der Währungsunion würden dann so lange vorliegen, bis die Anpassung des realen Wechselkurses beendet ist.

Zusammenfassend kann somit festgestellt werden, dass durch das Auftreten mehrerer Angebotsschocks die Anpassungsfähigkeit der Volkswirtschaften im Euroraum sehr früh getestet wurde und dies mit vergleichsweise hohen Kosten verbunden war, d.h. mit einer längeren Phase geringen Wachstums. Diese Schwerfälligkeit ist jedoch nicht zwingend auf ein unzulängliches Funktionieren der in der Währungsunion verbleibenden Anpassungsmechanismen zurückzuführen, sondern auch auf Übergangsprobleme wie ein besonders hoher Rückgang der Realzinsen in Ländern mit spätem Konvergenzprozess oder eine Korrektur der realen Einstiegswechselkurse.

Inflationsdifferenziale werden auch in Zukunft untrennbar mit der Währungsunion verbunden sein, da Änderungen relativer Preise einer der verbleibenden Mechanismen der Anpassung nach Schocks sind. Allerdings steht zu erwarten, dass deren Ausmaß und Persistenz abnehmen werden.

1. Entscheidend für die Dauer der Anpassung und Unterschiede zwischen den Ländern ist die Lohnpolitik. Eine längere Phase von Inflationsdifferenzen wird dann zu erwarten sein, wenn Lohnreaktionen auf Schocks in den Mitgliedsländern unterschiedlich ausfallen.
2. Der Zins- und der Handelskanal wirken in der Währungsunion weniger stark als bei einer eigenständigen Geldpolitik, jedoch wird der Zinseffekt niedriger ausfallen als nach dem Konvergenzprozess in den ersten Jahren der Währungsunion. Der Handelseffekt kann nicht nur durch

ausgleichende Kapitalströme behindert werden, sondern hängt auch von der Entwicklung des Wechselkurses zum US-Dollar ab.

3. Die Einstiegsprobleme dürften nach fünf Jahren der Währungsunion nun nahezu behoben sein. Allerdings sollten diese Erfahrungen bei der Ausweitung des Euroraums berücksichtigt werden. Zwar werden die neu hinzukommenden Ökonomien zu klein sein, um den Euroraum insgesamt signifikant zu beeinflussen; trotzdem könnten sich auch in Zukunft nach einer Erweiterung der EWU die Divergenzen in den Inflationsraten wieder erhöhen.
4. Auf Dauer ist zu erwarten, dass Inflationsunterschiede aus administrativen Maßnahmen immer wieder auftreten werden. Länder mit einer starken Abhängigkeit vom Wechselkurs zum US-Dollar werden stärkere Schwankungen der Raten aufweisen.

2.2 Zur Lohnbildung in der EWU

Im folgenden Abschnitt wird auf institutionelle Faktoren bei der Lohnbildung in den Ländern des Euroraums eingegangen: die Tarifverhandlungssysteme und Indikatoren, die bei Lohnverhandlungen verwendet werden.

2.2.1 Tarifverhandlungssysteme in der EWU

Ein Vergleich der Tarifverhandlungssysteme in Europa zeigt große Unterschiede zwischen den Ländern. So divergieren in den EWU-Ländern nicht nur der Organisationsgrad, sondern auch der Deckungsgrad von Tarifverträgen.

Deutschland

Deutschland weist ein relativ zentralisiertes Lohnverhandlungssystem auf. Tarifverträge werden hauptsächlich auf regionaler Ebene für Branchen ausgehandelt (Flächentarifverträge). Qualitative Aspekte der Arbeitsbeziehungen (Teilzeit, Weiterbildung usw.) werden auf Betriebsebene geklärt. Tarifvertragsparteien sind Gewerkschaften und Arbeitgeberverbände, zunehmend auch einzelne Unternehmen. Der direkte staatliche Einfluss ist gering, was auch der Koalitionsfreiheit gemäß Grundgesetz entspricht. Danach regeln die Tarifvertragsparteien die Arbeitsbedingungen autonom. Die Tarifpolitik in Deutschland liegt also im Ermessen der Arbeitgeber- und Arbeitnehmerverbände.¹⁰ Neben einem geringen gewerkschaftlichen Organisationsgrad von 30% ist ein Sinken des Deckungsgrades von tariflich ausgehandelten Verträgen zu verzeichnen. Die Tarifbindung lag im Jahr 2000 bei 70% (West) bzw. 55% (Ost).¹¹ Darüber hinaus wird in Flächentarifverträgen zunehmend von Öffnungsklauseln Gebrauch gemacht (insbesondere in Ostdeutschland), die den Boden für eine Dezentralisierung bereiten. Eine Allgemeinverbindlichkeitserklärung durch den

¹⁰ Siehe Bispinck./Lecher (Hrsg.) (1993).

¹¹ 1998 waren es noch 76% (West bzw. 63% (Ost). IAB-Betriebspanel; WSI, 2001, www.boeckler.de; eigene Berechnungen.

Bundesarbeitsminister ist möglich, sofern dies für erforderlich gehalten wird. Für die Aufstellung von Tarifforderungen wird häufig auf eine Lohnformel zurückgegriffen. Hiernach werden Lohnforderungen unter Berücksichtigung der erwarteten Preissteigerungsrate, des erwarteten Produktivitätsfortschritts und einer Umverteilungskomponente aufgestellt. Letztere, die auf eine gerechtere Verteilung von Arbeits- und Kapitaleinkommen abzielt, hat an Bedeutung verloren. Die wirtschaftlich schlechte Situation in den neuen Bundesländern, Neugründungen von Unternehmen, die erst gar nicht in den Tarifverbund eintreten, und die steigende Arbeitslosigkeit führten in den letzten Jahren zu einer Erosion des Tarifsystems bzw. zu einer Dezentralisierung in der Tarifpolitik. Diese Veränderung begann mit der Einführung von sogenannten Härtefallklauseln in den neuen Bundesländern und setzte sich mit zahlreichen Austritten von Unternehmen oder öffentlichen Arbeitgebern aus Arbeitgeberverbänden (Verbandsflucht)¹² fort.

Frankreich

Der gewerkschaftliche Organisationsgrad ist in Frankreich mit 6-10% (privater Sektor) relativ gering. Der Geltungsbereich der Tarifverträge umfasst wegen der von der Regierung verfügbaren Allgemeinverbindlichkeit jedoch 85% der Beschäftigten. Obwohl der Staat im Verhandlungsprozess eine entscheidende Rolle inne hat, sind jährliche Lohnverhandlungen auf Betriebsebene gesetzlich vorgeschrieben (Dezentralisierung). Somit können „repräsentative“ Arbeitnehmervertreter auf regionaler, lokaler oder nationaler Ebene Tarifverträge aushandeln. Firmentarifverhandlungen sind in der Praxis dennoch nicht weit verbreitet. Während auf nationaler Ebene Sozialstandards reguliert werden, werden Tarifverträge auf Branchenebene ausgehandelt. Diese Branchentarifverträge schaffen nur den Rahmen, d.h. auf Betriebsebene werden anschließend diese Lohnleitlinien an die individuelle wirtschaftliche Situation angepasst. Der Tarifverhandlungsprozess auf nationaler Ebene hat somit keinen hohen Stellenwert. Die zentrale Bedeutung des Staates kommt darin zum Ausdruck, dass dieser häufig in den Lohnfindungsprozess eingreift und ein Verhandlungsergebnis einer Branche für allgemeinverbindlich erklärt. Der Mindestlohn ist indiziert und darüber hinaus gesetzlich fixiert und landesweit gültig. Von dem gesetzlichen Mindestlohn sind bis zu 10% der abhängig Beschäftigten direkt und weitere 30% indirekt betroffen.¹³ Ein Teil der jährlichen Erhöhung des Mindestlohnes ist gesetzlich fixiert. Ein darüber hinausgehender Spielraum für eine Lohnerhöhung liegt im Ermessen der Regierung. Somit besitzt der Staat ein wichtiges Instrument in der Lohnpolitik, insbesondere in Anbetracht der Tatsache, dass er als Arbeitgeber rund 6 Millionen Arbeitnehmer beschäftigt (27% der abhängig Beschäftigten).

Italien

Mit dem nationalen Sozialabkommen von 1993 wurde das italienische Kollektivvertragssystem erneuert und die „scala mobile“ abgeschafft.¹⁴ Ziel war es, durch diese Maßnahmen die

¹² So ist auch das Land Berlin im Jahr 2003 aus der Tarifgemeinschaft der Länder ausgetreten.

¹³ INSEE Première (1999): Les salariés à temps complet au voisinage du SMIC de 1976 à 1996, n° 642.

¹⁴ Mit der sogenannten „scala mobile“ wurden die Löhne automatisch an die Inflation angepasst.

Lohninflation einzudämmen. Dieses Abkommen institutionalisiert die Beziehungen zwischen den Tarifpartnern. Danach existiert in Italien, der drittgrößten Wirtschaft des Währungsgebietes, ein zweistufiges System der Lohnfindung mit bipolarer Struktur (Dezentralisierung). Nach dem Sozialabkommen sollen bei den Tarifverhandlungen gesamtwirtschaftliche Größen berücksichtigt werden. Auf nationaler Ebene werden demnach alle vier Jahre Kollektivverträge abgeschlossen, die Arbeitszeit oder Arbeitsbedingungen regeln (Manteltarifverträge). Alle zwei Jahre werden dagegen die Lohn- und Gehaltstarifverträge auf Basis der prognostizierten Inflationsrate neu geregelt. Ein Inflationsausgleich wird dann vereinbart, wenn erwartete und realisierte Inflationsrate voneinander abweichen. Letztlich handelt es sich dabei um eine versteckte Form der Indexierung. Darüber hinaus ermöglicht das Sozialabkommen von 1993 Lohnverhandlungen auf Betriebsebene (alle vier Jahre), wobei die individuelle Situation der Unternehmen Berücksichtigung findet (Maßstab: Produktivität) und so die Tariflöhne über das nationale Tariflohniveau angehoben werden können.¹⁵ Diese dezentrale Verhandlungsebene wurde jedoch nicht verbindlich festgelegt. Der auf Branchenebene festgesetzte Tariflohn ist zwar für nicht tarifgebundene Unternehmen formal nicht bindend, jedoch bildet er de facto einen Mindestlohn, da die italienische Verfassung (Artikel 36) gleichen Lohn für gleiche Arbeit fordert, so dass der Deckungsgrad tariflich ausgehandelter Löhne faktisch bei rund 90% liegt. Von der seit 2001 regierenden Koalition unter Silvio Berlusconi wurde das bisherige Tarifsysteem in Frage gestellt.¹⁶ In ihrem „Weißbuch zur Reform des italienischen Arbeitsmarktes“ wurde unter anderem eine Reform des Tarifvertragssystems angekündigt.

Niederlande

Trotz eines geringen gewerkschaftlichen Organisationsgrades von 28% gelten die Tarifverträge für 70% der Arbeitnehmer.¹⁷ Einmal im Jahr trifft sich eine Kommission bestehend aus Arbeitnehmer- und Arbeitgebervertretern, um tarifpolitische Leitlinien für das nächste Jahr festzulegen (nationale Koordinierung). Auf Grundlage dieser Leitlinien werden die Lohnforderungen, die an der Produktivität und den Preisen (jedoch nicht an einer Zielinflationsrate, sondern an den Produzentenpreisen) orientiert sind, seitens der Gewerkschaften auf Branchenebene gesetzt. Der Staat hat auf den Lohnfindungsprozess großen Einfluss (Interventionsrecht). Dieses sog. „Polder-Modell“ hatte lange Zeit Erfolg, wenn man sich die Arbeitslosigkeit vor Augen führt.¹⁸ Die Niederlande schafften es, die Arbeitslosigkeit auf unter 2,4% im Jahr 2001 (1999: 3,2%) zu drücken. Es muss dabei jedoch berücksichtigt werden, dass auch andere arbeitsmarktpolitische Maßnahmen wie verstärkte Teilzeitarbeit, Frühpensionierungsmaßnahmen und eine Neudefinition der Invaliditätsbestimmungen nennenswert auf die Arbeitslosenquote gewirkt haben. Das niederländische Modell liefert ein Beispiel dafür, dass zentralisierte Lohnverhandlungen und eine hohe Beschäftigung miteinander vereinbar sein können.

¹⁵ Vgl. Drexel (2002).

¹⁶ Vgl. Erne (2001), (2002).

¹⁷ WSI-Tarifarchiv, Tarifverhandlungssysteme in Europa.

http://www.boeckler.de/wsi/tarchiv/europa/tsystem/alle_laender.htm

¹⁸ Ausgangspunkt dieser auf moderater Lohnentwicklung beruhenden Politik bildet das Abkommen von Wassenaar im Jahre 1982.

In den letzten Jahren lagen die Lohnabschlüsse in den Niederlanden jedoch deutlich über dem EWU-Durchschnitt. Dies dürfte im Wesentlichen auf die gute Arbeitsmarktsituation zurückzuführen sein. Derzeit stecken die Niederlande allerdings in einer wirtschaftlichen Krise. Mitte Oktober 2003 haben sich die Sozialpartner mit der Regierung auf eine zweijährige Nullrunde bei den Tariflöhnen geeinigt.

Spanien

Tarifverhandlungen finden in Spanien sowohl auf Branchen- als auch auf Betriebsebene statt. Während der Organisationsgrad mit 10-15% relativ gering ist, liegt der Geltungsbereich von ausgehandelten Tarifverträgen für die abhängig Beschäftigten bei 70%.¹⁹ Tarifvereinbarungen enthalten häufig eine Klausel, die Arbeitnehmern vertraglich einen Inflationsausgleich zusichert. Hiernach werden die Lohnsteigerungen an die tatsächliche Inflationsrate angepasst. Nachdem zwischen den Arbeitgeber- und Arbeitnehmerorganisationen keine Einigkeit über eine Reform des Tarifvertragssystems erzielt werden konnte, wurde Ende 2001 eine staatliche Anordnung über Lohnzurückhaltung für das Jahr 2002 getroffen, welches die Tariflohnsteigerung auf die damals prognostizierte Inflationsrate und den erwarteten Produktivitätszuwachs beschränkte.

In der Tarifrunde 2001 wurde erstmals auf die Koordinierungsregel des Europäischen Gewerkschaftsbundes (EGB) explizit Bezug genommen. Angeregt durch die neuen Arbeitszeitregelungen in Frankreich wurde seitens der spanischen Gewerkschaften die Einführung der 35-Stunden-Woche gefordert. Während diese Forderung im privaten Sektor auf heftigen Widerstand stieß, wurde mittlerweile im öffentlichen Bereich für 68% der Beschäftigten die 35-Stunden-Woche umgesetzt.

Schlussfolgerung

Tarifverhandlungen auf Sektorebene spielen die wichtigste Rolle in Österreich, Dänemark, Frankreich, Deutschland, Italien, Niederlande, Portugal und Spanien. Nationale sektorübergreifende Tarifverträge dienen in Belgien, Finnland, Griechenland und Irland zur Festlegung von Leitlinien für Lohnerhöhungen. In Österreich, Dänemark und Italien handelt es sich um Mindestbeträge, die dann auf unteren Ebenen weiteren Verhandlungen unterliegen.²⁰ In Großbritannien finden Tarifverhandlungen auf Unternehmensebene statt.

Die Analysen für die einzelnen Länder und die komprimierten Darstellungen für 15 EU-Länder in Tabelle 2-8 zeigen, dass in zehn Ländern Tarifverhandlungen hauptsächlich auf Branchenebene geführt werden. Vollständig zentralisierte Systeme weisen Belgien, Finnland und insbesondere Irland auf. Bei einigen der aufgeführten Länder (Belgien, Italien, Irland und Spanien) ist vor Beginn der EWU zwar eine Zentralisierung im Rahmen der Lohnpolitik zu beobachten, was eindeutig im Zusammenhang mit der Einhaltung der Maastrichtkriterien zu sehen ist (Konvergenz-

¹⁹ Eiro (2003).

²⁰ Vgl. Eiro (2003).

phase). Einen nationalen Rahmen für Tarifverhandlungen auf den unteren Ebenen durch sogenannte Sozialpakete schufen Portugal, Niederlande, Schweden und Italien, in denen die Sozialpartner Leitlinien vorgeben.

Was die Koordinierung der Europäischen Tarifpolitik angeht, so wurden auf interregionaler Ebene mit der „Doorn-Initiative“ zwischen Deutschland und den Benelux-Ländern und auf sektorübergreifender Ebene mit dem Europäischen Gewerkschaftsbund erste Schritte unternommen. In der „Doorn-Initiative“ von 1998 kamen die deutschen Gewerkschaften und die Gewerkschaften der Benelux-Länder überein, Tariflohnerhöhungen unter Ausschöpfung des Verteilungsspielraums durchzusetzen. Nach einem Treffen der Präsidenten der nationalen Metallgewerkschaften im Mai 2002 in Frankfurt wurde bekannt gegeben, dass das Ziel dieser Gespräche eine intensivere Koordinierung der jeweiligen Tarifpolitik sei. Danach sollen die nationalen Verteilungsspielräume²¹ ausgeschöpft werden, um einen Lohnsenkungswettbewerb zu verhindern.

In diesem Abschnitt wird zunächst darauf eingegangen, was ein Maßstab für die Beurteilung der Lohnsteigerungen sein könnte, und dann darauf, welche Einflussfaktoren eine Rolle spielen. Anschließend werden insbesondere die Preisentwicklung, die Arbeitslosenquote und die Arbeitsproduktivität in ihrem Einfluss auf die Lohnbildung in einzelnen europäischen Ländern untersucht.

2.2.2 Maßstab zur Beurteilung der Lohnpolitik

Im Folgenden soll die Frage der „richtigen“ Lohnpolitik erörtert werden. Seit Beginn der Währungsunion stellt sich insbesondere die Frage, ob die Lohnpolitik, wie sie bisher in den einzelnen Ländern ausgestaltet war, auch nach 1999 fortgeführt werden kann. Die vorherrschende Meinung besagt, dass mit dem Wegfall der nationalen Geldpolitik der Anreiz für nationale Lohnsetzer, eine moderate Lohnpolitik zu verfolgen, geringer wird, da in einer Währungsunion jedes Land nur mit einem mehr oder weniger großen Teil zur durchschnittlichen europäischen Preissteigerung beiträgt und Überschreitungen eines einzelnen Landes daher kaum direkt sanktioniert werden. Mit anderen Worten: Die Internalisierung der ökonomischen Konsequenzen der nationalen Lohnpolitik für die Beschäftigung nimmt im einzelnen Land ab. Dies wurde insbesondere für die deutsche Lohnentwicklung nach dem Beitritt zur Währungsunion befürchtet (Hall/Franzese, 1998, zitiert von Soskice/Iversen (1998)²²). Die moderate Lohnentwicklung seit 1994/1995 hat sich in Deutschland aber auch nach 1999 fortgesetzt, auch in den konjunkturell besseren Jahren 1999 und 2000. Die Befürchtungen haben sich also – zumindest für Deutschland – als unbegründet erwiesen.

Hier soll allerdings nicht analysiert werden, warum sich die deutsche Lohnbildung nicht mit Beginn der Währungsunion geändert hat, sondern welche lohnpolitische Empfehlung innerhalb einer Währungsunion die richtige ist und ob sie für alle Länder gleich sein kann. Zuerst wird auf Basis und Kritik der lohnpolitischen Empfehlung des Sachverständigenrats zur Begutachtung der

²¹ Der Verteilungsspielraum ergibt sich hier aus der Summe von Preisentwicklung und Produktivitätsentwicklung.

²² Vgl. Iversen (1998), S. 110-124.

gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) eine optimale Lohnformel hergeleitet. Dann werden die Frage nach der Ebene für die Lohnsetzung – europäische oder nationale – sowie die Frage, ob Korrekturen in der Lohnformel im Falle ihrer Verfehlung berücksichtigt werden sollten, beantwortet.

Die folgenden Ausführungen stützen sich auf einen Artikel von Horn/Logeay (2004).²³ Im Jahresgutachten 2003/2004 hat der Sachverständigenrat²⁴ seine lohnpolitischen Vorstellungen explizit dargelegt. Auf der Basis eines theoretischen Modells, das in seinen Grundzügen einem neoklassischen Standardansatz entspricht, leitet er eine Bedingung für Lohnzuwächse ab, die zu einer Ausweitung der Beschäftigung führen soll. Es handelt sich dabei im Kern um eine Produktivitätsregel. Die Besonderheit der vom SVR hergeleiteten Regel ist, dass sie Abschläge für Produktivitätssteigerungen enthält, die auf Beschäftigungsrückgänge in der Vergangenheit zurückgeführt werden. Überprüft man die Lohnabschlüsse der vergangenen fünf Jahre anhand dieser Regel, dann ergibt sich, dass die Tariflohnentwicklung insgesamt etwas zu hoch ausgefallen ist und damit für den jüngsten Anstieg der Arbeitslosigkeit mindestens zu einem Teil verantwortlich gemacht werden kann.

Ausgangspunkt ist die übliche Annahme eines repräsentativen Unternehmens, das seinen Gewinn maximiert. Entscheidungsparameter des Unternehmens ist, in welchem Ausmaß die beiden Produktionsfaktoren Arbeit (L) und Kapital (K) genutzt werden. Nicht beeinflussen kann das Unternehmen die Kosten für die Nutzung des Faktors Kapital (R). Auf dem Kapitalmarkt verfügt das Unternehmen damit über keinerlei Marktmacht – eine angesichts der weltweiten Verflechtung der Kapitalmärkte nicht unrealistische Annahme. Ferner ist unterstellt, dass die Löhne (W) und die Güterpreise (P) positiv von der Höhe des Arbeitseinsatzes bzw. von der gehandelten Gütermenge (Y) abhängen. Auch dies ist nicht unrealistisch, schließlich wächst die Verhandlungsmacht der Gewerkschaften auf dem Arbeitsmarkt mit zunehmender Beschäftigung und die der Unternehmen auf dem Gütermarkt mit zunehmenden Absatzzahlen. Bemerkenswert an der Herleitung des SVR ist, dass der Zusammenhang zwischen Löhnen und Preisen, der sich aus diesen Annahmen ergibt, nicht expliziert wird. Es entsteht dadurch der falsche Eindruck, dass sich Lohn- und Preisbildung unabhängig voneinander entwickeln würden.

Tatsächlich ergibt sich aber über die vom SVR unterstellte Produktionsfunktion (eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion) und die Gewinnmaximierung, die den Arbeits- und Kapitaleinsatz mit der Produktionsleistung verknüpft, ein Zusammenhang. Nimmt man die vom SVR verwendete Form der Produktionsfunktion und der Nachfragefunktion, wird dies sofort ersichtlich.

Gegeben sei die Produktionsfunktion $Y_t = F(L_t, K_t; A_t) = A_t (L_t^\alpha K_t^{1-\alpha})$

und die Nachfragefunktion $Y_t^d = bP_t^{-\delta_t}$.

²³ Vgl. Horn/Logeay (2004), S. 236-242.

²⁴ Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2003): Kasten 15, S. 366 und Ziffer 652.

A bezeichnet den technischen Fortschritt und δ die Preiselastizität der Nachfrage. Je höher die Elastizität ist, desto stärker reagieren die Nachfrager auf Preisänderungen. Hierin spiegelt sich die Marktmacht der Unternehmen auf dem Gütermarkt.

Es ergibt sich nach der Optimierung unter monopolistischem Wettbewerb:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = \frac{W_t}{P_t} \frac{(1 + \eta_t)}{(1 - 1/\delta_t)} \quad \text{mit} \quad \eta_t = \frac{\partial W_t}{\partial L_t} \frac{L_t}{W_t} \quad (12)$$

η_t beschreibt die Lohnreaktion auf die Beschäftigungsänderung und wird analog zur Preiselastizität der Nachfrage (δ_t) auf dem Gütermarkt als ein Indiz für die Wettbewerbsverhältnisse auf dem Arbeitsmarkt angesehen.

Die hier gewählte funktionale Gestalt der Nachfrage hat weitreichende Implikationen für die lohnpolitischen Schlussfolgerungen. Indem unterstellt wird, dass die Gesamtnachfrage unabhängig vom Einkommen ist, sind die Löhne im Modell ausschließlich ein Kostenfaktor. Mit dieser Festlegung wird aber dem Doppelcharakter der Löhne, nämlich zugleich Kosten- und Einkommensfaktor, der auch Nachfrage schafft, zu sein, nicht Rechnung getragen.

Höhere Löhne schlagen sich in dem Modell des SVR nicht in höheren Einkommen nieder, und Lohnzurückhaltung kann in diesem Rahmen keine negative Nachfragewirkung haben. Eine Erklärung hierfür wäre, dass es eine genau proportionale negative Reaktion der Arbeitsnachfrage auf nominale Lohnerhöhungen gibt. An keiner Stelle wird dies aber expliziert oder gar begründet. Eine zweite Erklärung wäre, dass sich die Volkswirtschaft ständig in einer Situation der Vollbeschäftigung, einem walrasianischen Gleichgewicht, befindet, und daher die Beschäftigungsmenge (L) und die Löhne (W) gegeben sind. Dann aber dürfte das Modell nicht zur Herleitung lohnpolitischer Empfehlungen bei Unterbeschäftigung verwendet werden. Umgekehrt enthalten alle Modelle, die eine Ungleichgewichtssituation mit Unterbeschäftigung analysieren, einen Zusammenhang zwischen Einkommen und Nachfrage.²⁵ Für den eigentlichen Zweck des Modells ist also die Berücksichtigung einer einkommensabhängigen Nachfragefunktion zwingend. Eine dritte Erklärung könnte auch sein, dass es sich hier implizit um ein kleines offenes Land handelt – wie die Niederlande –, in dem die Nachfrageeinbußen deutlich durch die positiven Effekte, die sich aus der verbesserten Wettbewerbsfähigkeit ergeben, kompensiert werden. Damit kann man alle vom SVR erwarteten Effekte nachvollziehen: dass sich eine nominale Lohnzurückhaltung tatsächlich in großem Umfang in eine reale Lohnzurückhaltung übersetzt, weil in Ländern wie den Niederlanden die Preise als exogen und weitgehend vom Ausland bestimmt betrachtet werden können. Zudem ist das Gewicht des privaten Konsums relativ klein im Vergleich zu dem der Exporte und Importe, so dass der Nettoeffekt einer Lohnzurückhaltung auf Wachstum und Beschäftigung tatsächlich positiv ist. Hier zeigt sich, dass die Preise als weitgehend von den Löhnen entkoppelt angesehen werden. Dadurch, dass die Überwindung der Massenarbeitslosigkeit ausschließlich über Lohnanpassungen – so die Empfehlungen des SVR – stattfinden soll, ist implizit unterstellt, dass die Nominallöhne weitgehend die Reallöhne bestimmen und so die Preise als annähernd gegeben betrachtet werden,

²⁵ Vgl. Literaturangaben von Kapitel 3.1.

was natürlich nicht zu der Annahme unvollkommener Märkte passt. Vor allem eignet sich dieses Konzept dann nicht besonders gut für größere und/oder relativ geschlossene Volkswirtschaften.

Gleichung (12) besagt, dass das repräsentative Unternehmen genau dann ein Gewinnmaximum erreicht, wenn die Grenzproduktivität der Arbeit gleich dem Reallohn – gewichtet mit einem Faktor, der die Machtverhältnisse auf Güter- und Arbeitsmärkten widerspiegelt – ist. Der letzte Faktor wird für die lohnpolitische Analyse vernachlässigt, da der sich nach Meinung des SVR im Zeitablauf nur wenig ändern dürfte. Wichtig ist, dass (12), wie der SVR zunächst auch schreibt, als eine Optimalitätsbedingung zu verstehen ist, nicht aber als eine kausale Gleichung. Bei einer Bedingung wird lediglich ein Verhältnis von Größen innerhalb eines Modells festgelegt, wobei die kausale Wirkungsrichtung im Unterschied zu einer Gleichung offen ist. Für (12) heißt dies, dass die Grenzproduktivität im Gewinnmaximum gleich den Reallöhnen sein muss. Es ist aber offen, ob eine höhere Grenzproduktivität zu höheren Reallöhnen führt oder höhere Reallöhne zu einer höheren Grenzproduktivität führen oder ob sich die Anpassung auf beiden Seiten vollzieht.

Um so erstaunlicher ist, dass der SVR plötzlich, ohne weitere theoretische Begründung, (12) als eine kausale Beziehung uminterpretiert, indem er die Reallöhne als gegeben, also als außerhalb des Modells determiniert, annimmt. Dies ist ein klarer Widerspruch zu den Annahmen des Modells, wo noch unterstellt wird, dass sich Löhne und Preise im Modell über die Festlegung der Beschäftigung bzw. des Outputs ergeben. Die Behandlung von (12) als Gleichung wäre nur dann zulässig, wenn entweder von vornherein von exogenen Preisen und Löhnen ausgegangen worden wäre, wie z.B. im walrasianischen Modell der Vollbeschäftigung bei vollständiger Konkurrenz auf allen Märkten. Doch dann wäre das Modell wiederum inadäquat für die Beantwortung der Frage, wie eine lohnpolitische Empfehlung bei Unterbeschäftigung auszusehen hat. Oder aber es wird aus dem Maximierungsansatz eine Preisgleichung explizit hergeleitet.

In der vom SVR verwendeten Cobb-Douglas-Funktion wird unterstellt, dass die Produktionselastizität im Zeitablauf nicht konstant ist. Dies überrascht, denn üblicherweise wird diese Größe als durch die Technologie bestimmt und – wegen der nur allmählichen Veränderung der Technologie – als konstant angesehen. Vor dem Hintergrund der Annahme, dass die Wettbewerbsverhältnisse auf den Märkten konstant sind, wirkt diese Annahme besonders fremd. Es gibt keinen Grund, warum sich Technologien schneller ändern sollten als Wettbewerbsverhältnisse.²⁶

Um die Lohnerhöhung adäquat zu beurteilen, wird (12) in Wachstumsraten ausgedrückt:

$$\Delta \ln \left(\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} \right) = \Delta \ln \alpha_t + \Delta \ln \left[\frac{Y_t}{L_t} \right] = \Delta \ln(W_t) - \Delta \ln(P_t) . \quad (13)$$

Damit sollten sich die Löhne an der Lohnformel (14) orientieren:

$$\Delta \ln(W_t) = \Delta \ln \alpha_t + \Delta \ln \left[\frac{Y_t}{L_t} \right] + \Delta \ln(P_t) . \quad (14)$$

²⁶ Vgl. Martins/Scarpetta (2002).

An dieser Stelle weicht der SVR entscheidend von der üblichen Produktivitätsregel ab. Da die Durchschnittsproduktivität wegen $\alpha < 1$ auch zunimmt, wenn die Beschäftigung reduziert wird, schlägt der SVR eine Modifizierung der gängigen Regel vor. Von einer zunehmenden Durchschnittsproduktivität soll jener Teil abgezogen werden, der durch die Reduzierung der Beschäftigung zustande kommt. Dieser Teil der Produktivitätssteigerungen stünde dann auch für Lohnerhöhungen nicht zur Verfügung. Es ergibt sich dann eine modifizierte Entwicklung der Durchschnittsproduktivität:

$$\Delta \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right)_{/L} = \Delta \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right) + (1 - \alpha_t) \Delta \ln L_t = \Delta \alpha_t \ln L_t - \Delta \alpha_t \ln K_t + (1 - \alpha_t) \Delta \ln K_t + \Delta \ln A_t \quad (15)$$

Somit sollten sich die Löhne nicht an Regel (14) orientieren, sondern an Regel (16):

$$\Delta \ln(W_t) = \Delta \ln \alpha_t + \Delta \ln \left[\frac{Y_t}{L_t} \right] + (1 - \alpha_t) \Delta \ln L_t + \Delta \ln(P_t). \quad (16)$$

Wie sinnvoll ist ein solches Vorgehen? In der Logik des Modells des SVR kann Arbeitslosigkeit nur durch zu hohe Reallöhne entstehen oder zumindest nur durch Reallöhne korrigiert werden. Da die Preise als exogen betrachtet werden, liegt die Anpassungslast bei den Nominalöhnen, die Übersteigerungen durch Zurückhaltung auszugleichen haben. Zudem kann man die unrealistische Annahme eines konstanten Kapitalstocks in Frage stellen. In der Tat, wenn Arbeit freigesetzt wird, kann auch gleichermaßen Kapital freigesetzt werden. In einer Cobb-Douglas-Funktion mit konstanten Skalenerträgen, wie sie im Modell des SVR verwendet wird, heben sich die Entlassungsproduktivität der Arbeit und des Kapitals wechselseitig auf. Dies wird auf der rechten Seite von (15) deutlich.²⁷ Folglich unterbleibt der Abschlag auf die Durchschnittsproduktivität.

Die Nominalöhne können nach (16) so steigen wie die Summe aus der Inflationsrate, der Erhöhung der Lohnquote und der um Beschäftigungsveränderungen bereinigten Veränderung der Durchschnittsproduktivität. Im Vergleich zu der üblichen Berechnung ergibt sich hier ein Abschlag für den Verteilungsspielraum, wenn die Beschäftigung sinkt. Steigt hingegen die Beschäftigung, ergibt sich ein Zuschlag. In diesem Fall dürfen Produktivitätsrückgänge, die sich durch die Ausweitung der Beschäftigung ergeben, nicht zu Lohnzurückhaltung führen.

Damit enthält die Lohnformel des SVR ein stark prozyklisches Argument. Steigt in einer wirtschaftlichen Boomphase die Beschäftigung, dürfen die Lohnerhöhungen höher ausfallen, so dass die Lohnquote steigt. Damit wird auch der Verteilungsspielraum für die nächste Lohnrunde größer. Mit abnehmender Beschäftigung und sinkender Lohnquote und vielleicht gedämpftem Preisauftrieb verengt sich hingegen der beschäftigungsneutrale Verteilungsspielraum zunehmend.

²⁷ Denn $(1 - \alpha_t) \Delta \ln K_t = (1 - \alpha_t) \Delta \ln L_t$. Wenn sich aufgrund einer Beschäftigungsänderung der Output ändert, wird sich auch die Kapitalproduktivität c. p. ändern. Um die Optimalitätsbedingung wieder zu erfüllen, muss der Kapitaleinsatz dann so weit sinken, dass das frühere Produktivitätsniveau wieder erreicht wird. Dies wird in der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit $\Delta \ln L = \Delta \ln K$ erreicht. Damit sollte der Term $(1 - \alpha_t) \Delta \ln K_t$ auch auf der linken Seite der Gleichung eingesetzt werden.

Die Löhne dürfen in immer geringerem Umfang steigen, soll die Beschäftigung konstant gehalten werden.

Lässt man im Gegensatz zum SVR zu, dass auch Nachfragemangel (z.B. infolge eines autonomen Anstiegs der Sparquote) eine Ursache von Arbeitslosigkeit sein kann, ist eine Bereinigung der Produktivitätsentwicklung um Beschäftigungsänderungen endgültig sinnlos. Eine Erhöhung der Produktivität durch einen Beschäftigungsrückgang, der auf Nachfragemangel zurückzuführen ist, kann nicht durch eine entsprechende Lohnzurückhaltung kompensiert werden. Im Gegenteil, der Nachfragemangel würde sich sogar verstärken.

Besser ist es, die Veränderung der unbereinigten Durchschnittsproduktivität zu verwenden, im Sinne von Formel (14). Nimmt man zudem an, dass die Produktionselastizität zumindest über längere Zeiträume konstant ist, entspricht die Entwicklung der unbereinigten Durchschnittsproduktivität der der Grenzproduktivität bei einer Cobb-Douglas-Funktion. Um zudem zyklische Schwankungen der Produktivität auszuschalten, die nichts mit der Lohnpolitik zu tun haben, wird die trendmäßige Änderung der Produktivität als Maßstab gewählt.

Im Rahmen der vorliegenden Daten wird auf Pro-Kopf-Produktivitäten abgestellt. Immer dann, wenn es zu Veränderungen der Arbeitszeit kommt, sei es im Zuge von Arbeitszeitverkürzungen, Ausdehnung von Mini-Jobs oder Teilzeitarbeit, aber auch bei Arbeitszeitverlängerungen, weichen die Pro-Kopf-Produktivitäten von den Stunden-Produktivitäten ab. Eine Reduzierung der durchschnittlichen Pro-Kopf-Produktivität dürfte im Falle von Maßnahmen zur Arbeitszeitverkürzung nicht mit einer Reduzierung der Stunden-Produktivität einhergehen. Eher das Gegenteil dürfte der Fall sein.

In Bezug auf die Ableitung einer Lohnformel muss beachtet werden, dass jeweils die gleiche Bezugsgröße – Personen oder Stunden – gewählt wird. Niedrigere Pro-Kopf-Produktivitäten senken so die Pro-Kopf-Löhne. Dabei besteht nicht zwingend eine Notwendigkeit zu geringen Stundenlöhnen.

Die Lohngröße, die hier relevant ist, sind die Lohnkosten (also Arbeitnehmerentgelte je abhängig Beschäftigten, das heißt einschließlich Lohnsteuer und Sozialbeiträge beider Seiten) und nicht die Tariflöhne, wie der SVR annimmt. Es sind nicht die Tariflöhne, die letztlich die Arbeitsnachfrage bestimmen, sondern die Arbeitnehmerentgelte einschließlich des Staatseinflusses durch den Lohnkeil.

Für die Periode 1995 bis 2002 ergibt sich so eine eindeutige Lohnzurückhaltung bei allen drei verwendeten Lohngrößen – Lohnkosten, Bruttolöhnen und Tariflöhnen. Der Spielraum wurde bei den Tarifabschlüssen nicht ausgefüllt. Dabei unterschreiten allerdings die Lohnkosten je Stunde den Orientierungsmaßstab wegen des höheren Anstiegs der Lohnnebenkosten in diesem Zeitraum nur sehr wenig. Dies liegt insbesondere an der relativ deutlichen Überschreitung im Jahr 2000, als die nominalen Lohnkosten merklich stiegen. Zusammen mit der negativen Entwicklung des BIP-Deflators führte dies zu einer beträchtlichen Zunahme der realen Lohnkosten.

Im Hinblick auf das Preisziel der EZB – und wenn man annimmt, dass die EZB diesbezüglich glaubwürdig ist – sollte auch nicht die tatsächliche Preisentwicklung, sondern die maximale

Obergrenze von 2% als Zielinflationsrate der EZB verwendet werden. Somit hat die Lohnformel folgende Form:

$$\Delta \ln(W_t) = \Delta \ln \left[\frac{Y}{L} \right]_{\text{Durchschnitt}} + 2\% . \quad (17)$$

Bei dieser Lohnformel stellen sich wiederum zwei Fragen; die eine betrifft die Aggregatenebene, auf die sie sich beziehen sollte, und die andere greift die SVR-Problematik erneut auf, wie eingetretene Über- oder Unterschreitungen zu identifizieren und zu korrigieren sind. Zur ersten Frage: Da die EZB nur auf die aggregierte Preissteigerungsrate in der EWU schauen kann und darf, sollte die Lohnformel insbesondere auf europäischem Niveau gelten. Deshalb und obwohl die Geldpolitik die Tarifpartner im Rahmen des "Makroökonomischen Dialogs" in Richtung einer geldpolitisch freundlichen Lohnpolitik zu lenken versucht, wird die EZB nicht über genügend Drohpotential verfügen, um die Lohnpolitik gemäß dieser Lohnformel durchsetzen zu können, wie es der Deutschen Bundesbank mit den deutschen Tarifpartnern gelingen konnte. Vielmehr dürfte die Einhaltung dieser Lohnformel zeitweise verfehlt werden – mit der Folge einer höheren Arbeitslosigkeit und/oder dem Verlust an Wettbewerbsfähigkeit und somit Wachstumsverlusten zumindest in einigen Mitgliedsländern der EWU. Zum Beispiel zeigt die deutsche Lohnentwicklung seit Bestehen der EWU eine Unterschreitung der Lohnformel; seit mehreren Jahren bringt die Lohnzurückhaltung – theoriegemäß – zwar Impulse aus dem Ausland, aber nicht genügend, um den Verlust an Binnennachfrage zu kompensieren. Das Wachstum in Deutschland und mit ihm die Beschäftigungsentwicklung bleiben somit im Vergleich zu anderen EWU-Ländern unterdurchschnittlich. Spanien ist ein entgegengesetzter Fall; die Löhne überschreiten seit mehreren Jahren den Spielraum gemäß der Lohnformel. Mit einem Produktivitätswachstum von nahe bei null sollten die spanischen Löhne nur um rund 2% steigen, tatsächlich wuchsen sie um über 3% p.a.. Dies hatte u.a. zur Konsequenz, dass sich der Außenbeitrag Spaniens ständig verschlechtert hat.

Beide Konsequenzen – Unter- und Überschreitungen der Lohnformel – sind auf Dauer nicht haltbar. Vor Beginn der EWU hätte man mit den jeweiligen nationalen Geldpolitiken weniger Zeit gebraucht, um die nötigen Korrekturen zu forcieren. Die Anwendung der Lohnformel macht auch auf Länderebene Sinn, und sie sollte somit auch als nationaler Lohnmaßstab beachtet werden. Damit würde sich kein Land Wettbewerbsvorteile durch Lohndumping auf Kosten der anderen verschaffen; alle würden mit ihrer Binnennachfrage das europäische Wachstum stärken, dem Preisziel der EZB gerecht werden und somit eine wachstumsfreundliche Geldpolitik ermöglichen.

Die Beantwortung der zweiten Frage nach der Korrektur von Unter- und Überschreitungen der Lohnformel schließt sich fast unmittelbar an, da diese Phänomene zu beobachten sind. Die Lohnformel in (17) ist in Wachstumsraten ausgedrückt und somit "gedächtnislos". Wenn die Löhne sie überschreiten, dann wird sie in diesem einen Jahr verfehlt; wenn sich aber die Löhne im nächsten Jahr richtig verhalten, dann wird sie erfüllt. Durch die Überziehung im ersten Jahr dürfte aber eine dauerhafte Verschlechterung der Wettbewerbsfähigkeit eingetreten sein und diese sollte korrigiert werden. Die Frage lautet: Muss einer Überschreitung eine Unterschreitung folgen, um über die Jahre hinweg eine beschäftigungsneutrale und preisstabilitätskonforme Lohnentwicklung zu gewährleisten? Diese Frage ist kaum zu beantworten. Normalerweise müsste einer Überschreitung eine Unterschreitung folgen, damit kumuliert eine neutrale Entwicklung gewährleistet ist. Das ist

dem ähnlich, was der SVR mit seinem Beschäftigungsabschlag versucht. Die Idee ist im Prinzip richtig, nur – ähnlich wie beim richtigen Einstiegswechsellkurs – ist es schwierig, den richtigen Anfangspunkt zu finden, bei dem die Lohnentwicklung als neutral angesehen werden kann. Dieser Zeitpunkt sollte so gewählt werden, dass es ein Gleichgewicht gibt, wo also im Prinzip Vollbeschäftigung herrscht. Wäre dieser Anfangspunkt definiert, könnte man die kumulierten Abweichungen von der Lohnformel betrachten, um die Lohnentwicklung zu beurteilen. Da ein richtiger Anfangspunkt nicht definiert werden kann, kann auch die normative Lohnformel nur ein Indikator unter anderen (Inlandsnachfrage, Außenhandel) sein, um die Lohnentwicklung der einzelnen Länder zu beurteilen. Sie hat allerdings den Vorteil, dass bei ihrer Befolgung keine Inflation auftritt und dass gleichzeitig keine Wettbewerbsverzerrungen zwischen einzelnen Ländern zu Ungleichgewichten führen können. Überdurchschnittliche Produktivitätssteigerungen in einem Land lassen überdurchschnittliche Lohnsteigerungen zu. Damit können aufholende Länder ihr **Lohnniveau** anpassen.

Hier sei noch einmal betont, dass die Arbeitslosenquote nicht immer der beste Indikator für einen Korrekturfaktor ist, weil sie nur unzureichend den zu korrigierenden Schock widerspiegelt. Wenn z.B., wie in Spanien, die Lohnsteigerungen zu hoch sind und sich deshalb Wettbewerbsverluste im Außenbeitrag bemerkbar machen, dann können sich diese Verluste allein genommen in Arbeitsplatzverlusten niederschlagen. Aber solange die Binnennachfrage durch die höheren Löhne gestützt wird, werden die Beschäftigungsentwicklung und folglich auch die Arbeitslosenquote diesen lohnkosteninduzierten Wettbewerbsverlust nicht (ausreichend) darstellen. Hingegen könnte man die Lohnstückkosten (in geeigneter Einheit ausgedrückt) mit denen der Haupthandelspartner Spaniens vergleichen und daraus ein Lohnziel definieren und so den gewünschten Wert unterhalb des Verteilungsspielraums für die Lohnerrhöhung bestimmen. Und nur in solchen Fällen kann man innerhalb einer Währungsunion akzeptieren, dass ein Land auf Kosten der anderen seine Wettbewerbsposition durch Lohnzurückhaltung verbessert. Dies kann aber nur im Rahmen einer Korrektur stattfinden und nicht eine langfristige Strategie darstellen. Denn wenn ein Land wie Deutschland eine solche Strategie verfolgt, zwingt es auf Dauer die anderen Länder, dieselbe Strategie zu fahren, um die so aufgetretenen Wettbewerbsverluste zu reduzieren. Damit hat aber am Ende kein Land an Wettbewerbsfähigkeit gewonnen.

2.2.3 Einflussfaktoren bei der Lohnpolitik

Deutschland

Bei der Aufstellung von Lohnforderungen durch die Gewerkschaften werden in Deutschland häufig drei Faktoren berücksichtigt: die Preisentwicklung, die Arbeitsproduktivität und eine Umverteilungskomponente. Gemessen am Produktivitätsanstieg und der Zielinflationsrate der EZB weist Deutschland (vgl. Tabelle 2-9) dennoch eine relativ starke Nominallohnzurückhaltung seit Mitte der neunziger Jahre auf. Dies hängt auch damit zusammen, dass im Untersuchungszeitraum die nationale Inflationsrate, die ein ausschlaggebender Faktor bei der Lohnbildung ist, durchgehend unter dem EWU-Durchschnitt lag. In Abbildung 2-22 ist im oberen Teil zu erkennen, dass sich Löhne und Preise ähnlich entwickelten, wenngleich die Löhne den Preisen vorauseilten.

Im mittleren Teil der Abbildung für Deutschland wird der Reallohnanstieg der Produktivitätsentwicklung gegenübergestellt. Hier zeigt sich eine tendenzielle Verringerung der Produktivitätsraten. In dem untersuchten Zeitraum fällt der Reallohnzuwachs durchgehend geringer aus als das Produktivitätswachstum. Eine starke Diskrepanz dieser Reihen ist in den Jahren 1996 und 1997 zu beobachten.

Frankreich

Die wichtigste Einflussgröße bei der Aufstellung von Lohnforderungen ist in Frankreich die Inflationsrate. Daneben beeinflusst der gesetzliche Mindestlohn (SMIC) die Lohnbildung. Allerdings zeigen Studien einen eher geringen Diffusionseffekt des Mindestlohnes auf das gesamte Lohnniveau. Danach führt eine 1-prozentige SMIC-Erhöhung nur zu einer Erhöhung der durchschnittlichen Nominallöhne um 0,1%.²⁸

In Frankreich wurde in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre eine relativ restriktive Lohnpolitik verfolgt (siehe Tabelle 2-9). Lediglich in den Jahren 2001 und 2002 ist ein geringfügiges Überschreiten des stabilitätsgerechten Lohnerhöhungsspielraums zu erkennen. Die Arbeitslosenquote konnte von knapp 12 Prozent (1996) auf 8,7 Prozent (2002) gesenkt werden (vgl. Abbildung 2-23). Dies dürfte nicht nur auf das Zusammenwirken von vergleichsweise hohem Wirtschaftswachstum und moderaten Lohnzuwächsen zurückzuführen sein, sondern auch auf die neuen Regelungen zur Arbeitszeitverkürzung in Frankreich in den Jahren 1998 bis 2002.²⁹ Parallel dazu wurden die Sozialbeiträge gesenkt und die Arbeitsmarktpolitik verstärkt.

Der Nominallohnanstieg blieb in Frankreich im gesamten betrachteten Zeitraum mit rund 2% bis knapp 3% – bei leicht steigender Tendenz der Raten – verhalten. Da sich der Preisanstieg in der zweiten Hälfte der 90er Jahre beruhigt hatte, führte dies in dieser Phase zu etwas höheren Reallohnzuwächsen. Seit Beginn der EWU halten sich Produktivitätsanstieg und Reallohnzuwachs grosso modo die Waage.

Die relativ hohe Arbeitslosenquote, die immer leicht über dem EWU-Durchschnitt lag, und die vereinbarte Lohnmoderation im Rahmen der Einführung der 35-Stunden-Woche dürften auch einen dämpfenden Effekt auf die Nominallohnentwicklung ausgeübt haben.

Italien

In Italien war bis Ende der neunziger Jahre eine erhebliche Divergenz von Reallohn- und Produktivitätsentwicklung zu verzeichnen (vgl. Abbildung 2-24). So kam es insbesondere im Jahr 1998 zu einem erheblichen Reallohnverlust.³⁰ Im oberen Teil der Abbildung ist zu sehen, dass es in jenem Jahr sogar einen Nominalrückgang gab. Dieser zeigt sich allerdings nicht in allen verfügbaren Zeitreihen zur Lohnentwicklung in Italien. Mit der Politik der Sozialpakete und der damit ver-

²⁸ CSERC (1999b), S. 82ff.

²⁹ Logeay/Schreiber (2003).

³⁰ In diesem Jahr wurde das Drei-Parteien-Abkommen erneuert, dass zur Mäßigung der Löhne aufgefordert hat.

bundenen Mäßigung der Lohnzuwächse ist damals sicherlich ein entscheidender Beitrag zur Eindämmung des Preisanstiegs geleistet worden.

Niederlande

Über einen langen Zeitraum (vgl. Tabelle 2-10) ist für die Niederlande ein Wirtschaftswachstum oberhalb des EWU-Durchschnitts zu verzeichnen. Insbesondere von Mitte der neunziger Jahre bis zum Jahr 2002 ist ein deutlicher Abbau der Arbeitslosenquote zu beobachten. Das relativ geringe Produktivitätswachstum – gerechnet pro Kopf – ist teilweise Kehrseite des starken Beschäftigungswachstums. Es wird auch auf ein niedriges Wettbewerbsniveau in einigen Branchen und auf zu geringe Innovationen zurückgeführt.³¹ Die deutlichen Arbeitszeitverkürzungen zeigen hier auch ihre rechnerische Wirkung, indem sie die definitorische Pro-Kopf-Produktivität reduzieren. Zwar wurde mit der Politik der Lohnzurückhaltung seit dem Abkommen von Wassenaar (1982) in der Zwischenzeit Vollbeschäftigung erreicht, doch hatte auch diese positive Beschäftigungsentwicklung ihre Folgewirkungen:³² Die Niederlande haben mit ihrer Beschäftigungspolitik ein arbeitsintensives Wachstum gefördert, was möglicherweise Innovationen und technologische Modernisierungen gehemmt hat. Dabei muss allerdings berücksichtigt werden, dass es sich bei den neu geschaffenen Stellen häufig um Teilzeitstellen oder sozial nicht abgesicherte Stellen handelte. Das Arbeitsvolumen dürfte in den Niederlanden daher viel schwächer gewachsen sein.

Eine Betrachtung der Nominallohnentwicklung und des nationalen harmonisierten Verbraucherpreisindex von 1996 bis 2002 zeigt von 1998 bis Jahr 2002 einen positiven Reallohnzuwachs (vgl. Abbildung 2-25). Die Lohnzurückhaltung, die in der zweiten Hälfte der 90er Jahre dominierte, wurde mit der zunehmend besseren Arbeitsmarktsituation schrittweise aufgegeben. In den Jahren 2001 und 2002 war die Lohnpolitik expansiv, und dies trotz eines Rückgangs der Wachstumsraten und des Produktivitätszuwachses.

Seit dem Jahr 2000 konnten die Realloohnerhöhungen nicht mehr durch die Produktivitätsgewinne gedeckt werden, so dass die preisliche Wettbewerbsfähigkeit in zunehmendem Maße beeinträchtigt wurde. Vor diesem Hintergrund haben sich die Sozialpartner im Herbst 2003 auf ein Einfrieren der Löhne für die Jahre 2004 und 2005 geeinigt.

Spanien

Die spanische Volkswirtschaft zeichnet sich im Vergleich der hier analysierten Länder seit Mitte der neunziger Jahre durch ein überdurchschnittlich hohes Wirtschaftswachstum aus. Weiterhin hat Spanien deutliche arbeitsmarktpolitische Erfolge aufzuweisen. So sank die Arbeitslosenquote von knapp 20% im Jahr 1994 auf 11,4% im Jahr 2002. Zugleich kam es zu vergleichsweise hohen Nominallohnsteigerungen. Dies kann sowohl auf die sich ständig verbessernde Arbeitsmarktsituation – trotz vergleichsweise immer noch hoher absoluter Arbeitslosenzahlen – als auch

³¹ Vgl. Europäische Kommission (2003).

³² Vgl. Kleinknecht/Naastepad (2002).

auf das gute Wirtschaftswachstum zurückgeführt werden (vgl. Abbildung 2-26). Dagegen verlief die gesamtwirtschaftliche Produktivitätsentwicklung eher unterdurchschnittlich. Der Preisanstieg, gemessen durch den HVPI, war seit 1996 niedriger als der Nominallohnanstieg.

2.3 Wachstum, Produktivitäts- und Lohnstückkostenentwicklung in der EWU

2.3.1 Wachstum, Beschäftigungs- und Produktivitätsentwicklung

Abbildung 2-27 zeigt die Entwicklung des Wirtschaftswachstums in ausgewählten europäischen Ländern. Die Rezession in den Ländern des Euroraums im Jahr 2002 und die Stagnation im Jahr 2003 sind deutlich zu erkennen. Zu Beginn der EWU war das Wachstum in allen Ländern deutlich angestiegen, erreichte aber schon im Folgejahr seinen Höhepunkt und verlangsamte sich wieder. Hierzu beigetragen haben neben der monetären Restriktion durch die Zentralbank starke Ölpreisschwankungen und ein verlangsamtes Wirtschaftswachstum außerhalb Europas. Für die Wachstumsentwicklung in Österreich, Belgien, Deutschland und den Niederlanden zeigt sich ein noch stärkerer Gleichlauf als zuvor. Aber auch der konjunkturelle Gleichlauf mit Spanien, Frankreich, Italien, Portugal scheint leicht zugenommen zu haben, sieht man einmal von den starken Wachstumsschwankungen Portugals in der betrachteten Periode ab. Um eine Vorstellung von der konjunkturellen Entwicklung in der EU zu erhalten, sind in der Abbildung auch Großbritannien und Schweden, zwei Länder außerhalb der Eurozone, berücksichtigt. In der Abbildung wird auch das vergleichsweise geringe Wachstum Deutschlands seit 1994 deutlich.

Die Produktivitätsentwicklung eines Landes spiegelt zu einem nennenswerten Teil seine konjunkturelle Entwicklung wider. Insofern ist das Bewegungsmuster, das sich in Abbildung 2-28 zeigt, nicht überraschend. Mit der günstigen Wirtschaftsentwicklung in der EWU im Jahr 2000 ging auch ein nennenswerter Produktivitätsanstieg einher. Anschließend sanken die Produktivitätszuwächse in den Ländern der EWU, haben seit Mitte 2002 aber wieder zugenommen. Dieser Anstieg ist in Deutschland am stärksten ausgeprägt – nicht zuletzt ein Reflex der hier erheblichen Wachstumsschwäche. Die Unternehmen sind nach einiger Zeit gezwungen, Personal freizusetzen. Auffallend sind dagegen die ausgeprägten Produktivitätsrückgänge in Italien und den Niederlanden im Jahr 2002.

Deutlichere Unterschiede als bei fast allen anderen ökonomischen Kennziffern zeigen sich bei der Entwicklung der Arbeitslosenquoten in einzelnen europäischen Ländern in den letzten 10 Jahren (vgl. Abbildung 2-29). Nach der Rezession von 1993 sind (mit Ausnahme Großbritanniens und teilweise Österreichs) die Arbeitslosenquoten gestiegen. Doch es gelang fast allen Ländern, ihre Arbeitslosenquoten in der zweiten Hälfte der 90er Jahre wieder zu senken. Mit dem Eintritt in die EWU erzielten vor allem Frankreich, Italien und Spanien deutliche Erfolge. Zwar wurden diese Erfolge durch die derzeitige Wachstumsschwäche teilweise wieder zunichte gemacht, doch weisen nur Deutschland und Portugal gegenwärtig eine höhere Arbeitslosigkeit auf als zu Beginn der EWU. Österreich und die Niederlande konnten die Arbeitslosigkeit relativ niedrig halten bzw. deut-

lich reduzieren; mit einer gewissen Verzögerung nach der starken Abschwächung des Wachstums in den Niederlanden hat sich die Arbeitslosenquote jedoch deutlich erhöht.

2.3.2 Lohn- und Lohnstückkostenentwicklung

Löhne

Verlässliche und in der Abgrenzung vergleichbare Daten zur Lohnentwicklung in den Ländern der EU-15 sind nur eingeschränkt verfügbar.³³ Deshalb werden hier für einen reduzierten Länderkreis die Zuwächse der Lohnkosten – gemessen anhand der Arbeitnehmerentgelte pro Kopf – verwendet, die nach einheitlichen Konzepten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung abgegrenzt sind; sie sind in Abbildung 2-30 für ausgewählte EU-Länder ausgewiesen. Diese Größe wird allerdings durch die zunehmende Teilzeitarbeit in vielen europäischen Ländern verzerrt. Wird z.B. ein Arbeitsplatz in zwei Halbtagsstellen aufgespalten, dann sinkt c.p. das Durchschnittseinkommen, auch wenn sich die Stundenlöhne nicht verändern. Leider stehen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene so gut wie keine verlässlichen Daten über die Stundenlohnentwicklung in den europäischen Ländern zur Verfügung. Daher muss hilfsweise die Pro-Kopf-Entwicklung der Löhne als Indikator herangezogen werden. Aufgrund unvollständiger Zeitreihen für einzelne Länder beginnen manche Analysen erst im Jahr 1995 (1996 für die entsprechenden Zuwachsraten). Zerlegt man den Untersuchungszeitraum in eine Konvergenzphase (1995-1998) und in eine EWU-Phase (1999-2002), so fällt auf, dass die durchschnittlichen Nominallohnzuwächse in der EWU-Phase in sieben Ländern des Euroraums im Vergleich zur Konvergenzphase höher ausfielen.³⁴ Die Abweichungen zwischen den beiden Phasen können teilweise durch den lohnpolitischen Druck in der ersten Phase erklärt werden, der aus der Einhaltung der Kriterien zur Aufnahme in die Währungsunion bestand. Die großen Differenzen in den Nominallohnsteigerungen (vgl. Abbildung 2-30) über den gesamten Zeitraum hinweg dürften zum einen die unterschiedlichen nationalen Inflationsraten und Produktivitätszuwächse und zum anderen die Unterschiede in den Tarifverhandlungssystemen widerspiegeln. Faktoren wie Wirtschaftswachstum und Arbeitslosigkeit, die Erhöhung administrierter Preise und der Beitragssätze in der Sozialversicherung dürften dabei ebenfalls eine wesentliche Rolle gespielt haben.

Vergleicht man den synthetischen Maßstab „stabilitätsgerechter Lohnerhöhungsspielraum“ (vgl. Abschnitt 2.2.2) mit den tatsächlichen Lohnsteigerungen, so zeigt sich ein differenziertes Bild. Insbesondere in den Ländern, die erst spät die Disinflation erreicht haben (Spanien, Italien und Portugal), lagen die Lohnabschlüsse deutlich über dem Vergleichsmaßstab. In Italien ist ein Wechsel zwischen stabilitätsgerecht und nicht stabilitätsgerecht zu verzeichnen. Betrachtet man die Länder, die eine stärker auf Stabilität orientierte Politik verfolgten, dann lagen die Lohnerhöhungen in Deutschland und Österreich seit Mitte der neunziger Jahre deutlich unter dem stabilitätsgerechten Spielraum, während die Lohnpolitik in den Niederlanden in den letzten Jahren nicht stabilitäts-

³³ Je nach Quelle gibt es teilweise auch unterschiedliche Angaben für einzelne Länder.

³⁴ Vgl. Lesch (2003).

gerecht war. Für Belgien und Luxemburg ist ein verändertes Verhalten festzustellen. Die Lohnpolitik dieser Länder war seit Mitte der neunziger Jahre bis Anfang dieses Jahrzehnts stabilitätsgerecht; 2001 war eine Umkehr zu beobachten.

Die einzige Zielverfehlung gab es im EWU-Durchschnitt im Jahr 2001. Hierfür dürften auch Ölpreissteigerungen verantwortlich gewesen sein. Insgesamt fielen die nominalen Lohnerhöhungen nach dem starken Anstieg im Folgejahr wieder mäßiger aus. So gesehen erfüllen die Nominallohnentwicklungen im europäischen Durchschnitt seitdem wieder die lohnpolitischen Leitlinien der Europäischen Kommission.

Um den Zeitraum vor und nach Beginn der Währungsunion besser analysieren zu können, wird auch hier in eine Konvergenz- und in eine EWU-Phase unterteilt. Für die beiden Zeiträume werden die jeweiligen Durchschnitte gebildet (vgl. Tab. 2.8). Ein negativer Wert steht für ein nicht stabilitätsgerechtes Verhalten, denn hier übertreffen die tatsächlichen Lohnzuwächse die Summe aus Produktivitätswachstum und Zielinflationsrate. Ein positiver Wert steht für einen lohnpolitischen Kurs, der den von der EZB für die gesamte EWU gesetzten Spielraum nicht ausschöpft. Deutschland, Frankreich und Österreich sind die Länder, die in beiden Phasen einen moderaten Kurs verfolgten. Die Produktivitätsorientierung hat insbesondere in Griechenland stark zugenommen. Dies hängt auch mit der Bekämpfung der Inflation im Zuge der monetären Konvergenz zusammen. Ausreißer sind die Niederlande, Luxemburg und Portugal; sie weisen eine stark expansive Lohnpolitik in der EWU-Phase aus. Aber auch Spanien verhält sich bei weitem nicht stabilitätsgerecht. In acht Ländern des Eurogebiets übersteigen die Lohnabschlüsse den Vergleichsmaßstab im Durchschnitt der Jahre 1999/2003. Die Spanne reicht von 4,1 Prozentpunkten in Portugal bis 0,1 Prozentpunkte in Irland. Auf den gesamten Währungsraum bezogen ergibt sich ein ausgeglicheneres Bild. Hier wurde die Summe aus gesamtwirtschaftlichem Produktivitätsanstieg und Zielinflationsrate sogar um 0,2 Prozentpunkte unterschritten.

Abbildung 2-31 zeigt die Entwicklung von Löhnen und Preisen in der Europäischen Währungsunion insgesamt. Beide Reihen entwickelten sich ziemlich gleichgerichtet. Seit etwa 1998 sind die Löhne im Durchschnitt etwas stärker als die Preise gestiegen.³⁵ Im mittleren Teil der Abbildung werden die aggregierten Reihen für die Produktivitätszuwächse und die Veränderung der Reallohne ausgewiesen. Vor Beginn der EWU lag der Reallohnanstieg deutlich unter der Zunahme der Produktivität. Seit Beginn der Währungsunion sind die Zuwächse nun etwa gleich hoch. Die Forderung der EU-Kommission, dass die Realloohnerhöhungen den Produktivitätszuwachs nicht übersteigen sollten, wurde damit für die EWU insgesamt erfüllt.

Der untere Teil der Abbildung 2-31 zeigt auch, dass der leichte Nominallohnanstieg seit 1999 mit einer ebenfalls leichten Verbesserung der Arbeitsmarktsituation in der Währungsunion einherging.

³⁵ Vgl. auch Schulten/Stückler (2000).

Lohnstückkosten

Aus den Zeitreihen für die Preise, Produktivität und Löhne lassen sich mit den nominalen und den realen Lohnstückkosten aussagekräftige Indikatoren bilden. Die nominalen Lohnstückkosten sind dabei definiert als Lohnkosten (je Beschäftigten) dividiert durch die (Beschäftigten-) Produktivität. Die realen Lohnstückkosten sind definiert als nominale Lohnstückkosten dividiert durch den Deflator des Bruttoinlandsprodukts. In den Lohnstückkosten sind institutionelle Regelungen, die die Lohnnebenkosten beeinflussen, bereits enthalten.

Beide Indikatoren lassen sich ökonomisch interpretieren. Die Entwicklung der **nominalen Lohnstückkosten** kann als Indikator für den jeweiligen inländischen Lohndruck betrachtet werden: Die Unternehmen dürften grundsätzlich bemüht sein, Lohnerhöhungen, die über den Produktivitätsanstieg hinausgehen, in den Preisen weiterzuwälzen. Eine Konvergenz der Preisentwicklungen in der EWU verlangt daher nicht eine Konvergenz der Lohnsteigerungen, sondern eine Konvergenz der nominalen Lohnstückkosten. Die Löhne selbst dürfen sich weiterhin entsprechend den Unterschieden in den Produktivitätsentwicklungen einzelner Länder voneinander abweichend entwickeln. Nur so lässt sich langfristig überhaupt eine Konvergenz der Einkommensniveaus (pro Kopf) in einer Währungsunion erreichen. Orientiert an einer Zielinflationsrate der EZB von 2% können die nominalen Lohnstückkosten im Prinzip um 2% jährlich zunehmen, ohne dass es zu einem Konflikt mit der Geldpolitik kommt. In Phasen stark steigender (sinkender) Importpreise sind der Deflator des BIP und die anderen Preisindizes der verschiedenen Verwendungskomponenten allerdings voneinander entkoppelt. Dann nimmt z.B. der Preisindex des privaten Verbrauchs deutlich stärker zu (ab) als der BIP-Deflator. Solange diese Entwicklung allerdings nicht zu höheren Lohnsteigerungen führt und damit auch die nominalen Lohnstückkosten nicht stärker steigen, besteht keine Inflationsgefahr im Sinne eines sich selbst verstärkenden Prozesses. Die Überwälzung der gestiegenen Importpreise in die Inlandspreise bleibt dann ein einmaliger Vorgang.

Die nominalen Lohnstückkosten haben darüber hinaus auch eine Indikatorfunktion für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit eines Landes im Vergleich zu seinen Handelspartnern. Steigen die eigenen Lohnstückkosten stärker (schwächer) als die in den Partnerländern, dann verschlechtert (verbessert) sich die eigene preisliche Wettbewerbsfähigkeit. Kurzfristig lässt sich eine solche Veränderung der preislichen Wettbewerbsposition noch durch Anpassungen der Exportpreise und damit einhergehende Gewinneinbußen abfedern, mittel- bis langfristig ist dies aber nicht mehr möglich. Eine verschlechterte Wettbewerbssituation wirkt für sich genommen exportreduzierend und importerrhöhend. Innerhalb einer Währungsunion steht jedoch kein Wechselkursmechanismus mehr zur Verfügung, der über eine Abwertung der eigenen Währung für eine tendenzielle Angleichung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit sorgt.

In Abbildung 2-32 kommt die Verbesserung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit Deutschlands innerhalb des europäischen Währungsraums deutlich zum Ausdruck. Innerhalb eines Jahrzehnts sind die (nominalen) Lohnstückkosten in Deutschland kaum gestiegen. In Österreich zeigt sich fast eine identische Entwicklung. Dagegen weisen insbesondere Spanien und die Niederlande sehr starke Lohnstückkostensteigerungen auf. In Italien konnten die Lohnstückkosten bis zum Beginn der EWU sogar reduziert werden, anschließend sind sie wieder deutlich gestiegen. Nur die Entwicklung in Frankreich verlief weitgehend moderat.

Aus dieser Abbildung wird auch ersichtlich, dass die Lohnerhöhungen in Spanien und den Niederlanden in keiner Weise durch entsprechend hohe Produktivitätssteigerungen abgesichert waren. Als Maßstab für einen Vergleich der absoluten Lohnstückkosten zwischen Ländern lässt sich deren bilaterale Außenhandelsbilanz heranziehen. In Phasen ausgeglichener Handels- (und Dienstleistungs-)ströme können die Niveaus der jeweiligen Produktivitäten als halbwegs wettbewerbsneutral angesehen werden. Im Falle der Niederlande und Deutschlands bestand zu Beginn der EWU ein Ausfuhrüberschuss der Niederlande gegenüber Deutschland. Dieser war u.a. das Ergebnis jahrelanger Lohnzurückhaltung in den Niederlanden gegenüber der Entwicklung in Deutschland. Den Niederlanden gelang so im Vorfeld der Währungsunion ein deutlicher Abbau der Arbeitslosigkeit. Insofern stellen die vergleichsweise starken Lohnstückkostensteigerungen in den Niederlanden seit 1997/1998 eine Korrektur der unterdurchschnittlichen Lohnstückkostensteigerungen in den Vorjahren dar.

Spanien befindet sich dagegen in einer anderen Situation. Das Außenhandelsdefizit Spaniens bei den Waren gegenüber Deutschland stieg von 8 Mrd. € im Jahr 1999 auf mittlerweile über 14 Mrd. € (2002). Insofern wird die derzeitige Lohnstückkostenentwicklung in keiner Weise der gegenwärtigen Wettbewerbssituation zwischen beiden Ländern gerecht.

Allerdings muss man auch beachten, dass neben den Unterschieden in der preislichen Wettbewerbssituation insbesondere Unterschiede im Wirtschaftswachstum für Ungleichgewichte im Außenhandel verantwortlich sind. Dies zeigt der bilaterale Handel Deutschlands mit Österreich. Beide Länder weisen die gleichen geringen Lohnstückkostensteigerungen auf. Doch Österreich erzielte in der jüngsten Vergangenheit ein höheres Wirtschaftswachstum. Daraus entstand ein zunehmendes Handelsbilanzdefizit von zuletzt (2002) über 12 Mrd. € gegenüber Deutschland. Im Falle Spaniens wirken dagegen sowohl das bessere Wirtschaftswachstum als auch die stärkeren Lohnstückkostensteigerungen beim Außenhandel in die gleiche Richtung. Beide Länder – Österreich und Spanien – können übrigens einen Teil ihres Defizits im Warenhandel durch Überschüsse im Reiseverkehr ausgleichen. Außerdem spielen bilaterale Ungleichgewichte im Außenhandel innerhalb der EWU so gut wie keine Rolle für den Außenwert des Euro. Von Bedeutung für den Euro-Außenwert ist vielmehr die Leistungsbilanzentwicklung des gesamten Eurogebiets mit dem Ausland und die Lohnstückkostenentwicklung des Eurogebiets insgesamt. Innerhalb der Währungsunion kann es hohe bilaterale Handels- und Leistungsbilanzungleichgewichte geben, die keinen Einfluss auf den Euro-Außenwert haben. Veränderungen bilateraler Ungleichgewichte im Außenhandel wirken natürlich weiterhin wachstumserhöhend im Überschussland und wachstumsreduzierend im Defizitland.

Die nominalen und realen Lohnstückkosten können auch – neben den Reallöhnen – als Indikator für den Einfluss der Lohnentwicklung auf die Beschäftigungsentscheidungen von Unternehmen herangezogen werden. Sie zeigen, in welchem Maße Unternehmen Lohnkostensteigerungen durch Produktivitätsgewinne (nominale Lohnstückkosten) bzw. Produktivitätsgewinne und Preisüberwälzungen (reale Lohnstückkosten) ausgleichen können. Die realen Lohnstückkosten werden damit auch zu einem Maß für die Veränderung der Verteilungsposition der Arbeitnehmer und damit implizit auch der Gewinneinkommensbezieher.

Im Vergleich zur Entwicklung der nominalen Lohnstückkosten verlief die Entwicklung der **realen Lohnstückkosten** in Europa sehr viel einheitlicher (vgl. Abbildung 2-33). Schweden und Großbritannien, zwei Länder mit gestiegenen realen Lohnstückkosten seit mindestens 1999, sind nicht Mitglieder der EWU. Diese beiden Länder zeigen gleichzeitig vergleichsweise hohe Wachstums- und Lohnzuwächse und geringe Arbeitslosenquoten seit 1999. In Deutschland, Spanien, Frankreich, Italien, aber auch in Österreich, Belgien und den Niederlanden haben sich die realen Lohnstückkosten seit 1999 kaum verändert. Nennenswerte Veränderungen der realen Lohnstückkosten – insbesondere Rückgänge – fanden vor Eintritt in die EWU statt. Diese Ergebnisse belegen, dass es in den EWU-Ländern mit überdurchschnittlichen nominalen Lohnstückkostensteigerungen seit 1999 gelungen ist, diese in den Preisen weiterzuwälzen. Insofern hat der gesamteuropäische Geldmantel der EZB für diese Länder in den vergangenen Jahren nicht beschränkend gewirkt.

Das Institut der deutschen Wirtschaft (IW) baut seine Untersuchung über „Europäische Währungsunion und Lohnsenkungswettbewerb“³⁶ im Wesentlichen auf einem Vergleich der nominalen und realen Lohnstückkostenentwicklungen in den Ländern der Europäischen Union auf. Da die Produktivität als reales BIP je Erwerbstätigen gemessen wird, findet in den IW-Berechnungen eine geringfügige Bereinigung um veränderte Anteile von Beschäftigten bzw. Selbständigen an den Erwerbstätigen statt. „Nominallohnzurückhaltung“ wird dann als ein Zurückbleiben der Pro-Kopf-Lohnentwicklung hinter der Produktivitätsentwicklung definiert, „Reallohnzurückhaltung“ als ein Zurückbleiben der realen – mit dem BIP-Deflator bereinigten – Pro-Kopf-Lohnentwicklung hinter der Produktivitätsentwicklung. Faktisch ergeben sich in der tabellarischen Darstellung des IW für alle Länder der EU im Prinzip die gleichen Ergebnisse wie in unseren grafischen Darstellungen für ausgewählte Länder.

Deutlich wird in der IW-Untersuchung genau wie bei uns die starke Reallohnzurückhaltung im Vorfeld der EWU, die dann von vielen Ländern anschließend wieder aufgegeben wurde. Es zeigt sich ebenfalls, dass Länder mit einer zunehmenden Nominallohnzurückhaltung auch einen überdurchschnittlichen Rückgang ihrer Inflationsraten erreicht haben. Es zeigt sich dabei aber auch, dass eine zunehmende Nominal- oder Reallohnzurückhaltung keinen eindeutigen Einfluss auf die Veränderung der Arbeitslosenquote hat.³⁷ Großbritannien und Deutschland, zwei Länder mit derselben Tempoänderung in der Nominal- und Reallohnzurückhaltung weisen völlig gegensätzliche Entwicklungen in der Arbeitslosenquote auf. Die Niederlande, das einzige europäische Land mit abnehmender Nominallohnzurückhaltung seit 1995, hat seine Arbeitslosigkeit deutlich senken können.

Löhne, Gewinne und privater Verbrauch

Betrachtet man die Entwicklung des realen privaten Verbrauchs in den europäischen Ländern während der letzten zehn Jahre (vgl. Abbildung 2-34), dann sind die Ergebnisse nicht überraschend. Länder mit überdurchschnittlichen Lohnsteigerungen (Großbritannien, Niederlande, Spa-

³⁶ Vgl. Lesch (2003).

³⁷ ebenda, Tabelle 3, S.8.

nien) zeigten auch eine erheblich bessere Entwicklung des privaten Konsums. Dessen Entwicklung hat dann auch mit zum überdurchschnittlichen Wirtschaftswachstum in diesen Ländern beigetragen. Da die Preisüberwälzung durch die Geldpolitik nicht beschnitten wurde, hat sich in diesen Ländern mit überdurchschnittlichen Lohnsteigerungen auch die Gewinnquote nicht anders entwickelt als in Ländern mit unterdurchschnittlichen Lohnsteigerungen. Die realen Lohnstückkosten geben einen deutlichen Hinweis auf eine ähnliche Entwicklung der Gewinnquote. Allerdings sind die absoluten Gewinne bei dem insgesamt höherem Wachstum in den Ländern mit überdurchschnittlichen Lohnsteigerungen ebenfalls deutlich stärker gestiegen und haben damit zu deren Wachstum beigetragen. Letztlich erlaubte die makroökonomische Konstellation in diesen Ländern gleichzeitig überdurchschnittliche Lohn- und Gewinnsteigerung (vgl. Abbildung 2-35). Auffallend ist die vergleichsweise guten Gewinnentwicklungen in Großbritannien und in Spanien, Ländern mit überdurchschnittlichen Lohn- und nominalen Lohnstückkostenentwicklungen. Die Abbildungen zeigen anschaulich, dass auf gesamtwirtschaftlicher Ebene überdurchschnittliche Lohnerhöhungen nicht automatisch gewinnschmälernd wirken müssen.

2.3.3 Andere Lohnindikatoren

Um den Einfluss der Lohnentwicklung auf die Preisstabilität zu beurteilen, analysiert die Europäische Zentralbank regelmäßig Arbeitskostenindikatoren für die EWU. Hierzu zählen die Lohnkosten je Beschäftigten (Arbeitnehmerentgelte je Beschäftigten), die Bruttolohn- und -gehaltsumme je Beschäftigten, der Index der Tarifverdienste (Tariflöhne) und die Lohnkosten je Stunde (Arbeitnehmerentgelte je Stunde), wenn die Arbeitgeber in der Folge steigende (oder fallende) AG-Beiträge zu übernehmen haben. In diesem Abschnitt werden diese Indikatoren für die fünf wirtschaftlich bedeutendsten Länder des Euroraums seit Beginn der Europäischen Währungsunion analysiert.

Tabelle 2-11 und die Abbildungen 2-36 und 2-37 enthalten eine Zusammenstellung der genannten Indikatoren für Deutschland, Frankreich, Italien, die Niederlande und Spanien und die Europäische Währungsunion insgesamt. Während in den Arbeitnehmerentgelten die Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung enthalten sind, schließen die Bruttolöhne nur die Sozialbeiträge und die noch nicht abgeführten Steuern der Arbeitnehmer (Lohnsteuern) ein. Die Arbeitnehmerentgelte werden also auch durch Änderungen der Sozialversicherungsbeiträge beeinflusst. Die Differenz zwischen der Wachstumsrate der Tariflöhne (je Arbeitnehmer) und den Bruttolöhnen und -gehältern (je Arbeitnehmer) wird als Lohndrift bezeichnet. Eine negative Lohndrift bedeutet dabei, dass Tariflohnerhöhungen nicht vollständig in Effektivlohnsteigerungen weitergegeben wurden und/oder, dass eine Ausdehnung der Teilzeitarbeit und der geringfügigen Beschäftigung stattgefunden hat.³⁸

Die Differenz zwischen dem Anstieg der Lohnkosten je Beschäftigten und dem je Stunde ist auf veränderte Arbeitszeiten und steigende Teilzeitanteile zurückzuführen. Beachtet werden

³⁸ Die geringfügig Beschäftigten sind nicht tarifgebunden und unterdurchschnittlich entlohnt, so dass eine Erhöhung ihres Anteils an den Beschäftigten insgesamt die durchschnittliche Bruttolohnsumme pro Kopf senkt.

muss, dass die Arbeitnehmerentgelte im Prinzip alle Wirtschaftszweige abdecken. Den anderen Indikatoren liegt eine nur eingeschränkte sektorale Erfassung zugrunde. Alle vier Indikatoren werden in laufenden Preisen gemessen.

Deutschland

Bei einer Kontrolle der für Deutschland bei Eurostat ausgewiesenen Werte für die monatlichen Bruttoverdienste mit Werten des Statistischen Bundesamtes zeigen sich bisher nicht nachvollziehbare Inkonsistenzen. Die Zuwachsrate bei Eurostat z.B. für das Jahr 2002 beträgt 3,2%. Das Statistische Bundesamt errechnet für die Bruttolohn- und -gehaltsumme je Arbeitnehmer für das gleiche Jahr eine Zunahme von 1,5%. Dieser Inkonsistenz kommt insoweit eine erhebliche Bedeutung zu, als die Europäische Zentralbank in ihren Monatsberichten zeitaktuell die Entwicklung dieser Reihen analysiert und im Zweifel auch zur Grundlage ihrer Preisprognosen macht (siehe Kasten).

In Abbildung 2-36 und 2-37 werden die verschiedenen Lohnindikatoren in ihrer Entwicklung seit Bestehen der EWU gemeinsam dargestellt. Für den Verlauf der Bruttolöhne je Beschäftigten hätte man eine ähnliche Entwicklung wie bei den Lohnkosten je Beschäftigten erwartet. Der Unterschied zwischen diesen beiden Reihen sollte nur in den Arbeitgeberbeiträgen zur Sozialversicherung bestehen. Und gerade die Arbeitnehmerentgelte weisen die geringsten Steigerungen in den letzten vier Jahren auf. Die Ausweitung von Teilzeitarbeit und geringfügiger Beschäftigung und eine Verringerung der Lohndrift dürften damit die gestiegenen Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung überkompensiert haben.

Offene Fragen bei der Eurostat-Lohnstatistik

Die EZB hat in ihrem Monatsbericht vom Juni 2003, S. 45-50, die Entwicklung von vier Lohnindikatoren bewertet. Diese werden von der EZB in ihren Inflationsprognosen berücksichtigt (Kasten 4, S. 45 1. §).

Diese vier Indikatoren sind: die Arbeitnehmerentgelte (Lohnkosten) je Arbeitnehmer – eine VGR-Größe –, die Gesamtarbeitskosten pro Stunde im nichtlandwirtschaftlichen Gewerbe, die monatlichen Bruttoverdienste (welche weitgehend den Bruttolöhnen und -gehältern je Arbeitnehmer entsprechen) sowie die Tarifverdienste.

Die ersten drei Reihen werden von Eurostat, die letztgenannte direkt von den nationalen Zentralbanken oder statistischen Ämtern geliefert und von der EZB aggregiert.

Wie die Zahlen zu interpretieren sind und wodurch sie sich voneinander unterscheiden, schreibt die EZB selbst: Die Differenz zwischen den Wachstumsraten des Arbeitnehmerentgeltes je Arbeitnehmer und der monatlichen Bruttoverdienste kann auf Änderungen bei den Sozialbeiträgen der Arbeitgeber zurückgeführt werden. Darüber hinaus spiegelt der Unterschied zwischen dem Wachstum des Arbeitnehmerentgelts je Arbeitnehmer und dem Wachstum der Arbeitskosten pro Stunde Änderungen in der Anzahl der geleisteten Arbeitsstunden wider.

Im Hinblick auf die sektorale Erfassung bezieht sich das Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer auf die Entwicklung in allen Wirtschaftszweigen, wohingegen die Arbeitskosten pro Stunde, die monatlichen Bruttoverdienste und die Tarifverdienste derzeit *grundsätzlich* nur das nicht landwirtschaftliche Gewerbe abdecken (rund 65% aller Arbeitnehmer)³⁹. Die genaue Erfassung unterscheidet sich allerdings von Land zu Land. Das bedeutet, dass die öffentlichen und auf den öffentlichen Sektor bezogenen Dienstleistungen (z.B. die öffentliche Verwaltung, Erziehung und Unterricht und Leistungen des Gesundheitssektors) sowie die Landwirtschaft im Allgemeinen in den drei letztgenannten Indikatoren nicht enthalten sind.“ (EZB, Monatsbericht Juni 2003, S. 45-46)

Die Differenz in der Entwicklung der monatlichen Bruttoverdienste und der Tarifverdienste in Deutschland lässt sich durch zwei Faktoren erklären. Einerseits gibt es immer einen Unterschied zwischen dem, was Tarifpartner vereinbaren und dem, was sich tatsächlich in der effektiven Lohnentwicklung durchsetzt. Dies ist die sogenannte Lohndrift, in der sich Entwicklungen bei Überstunden, Lohnprämien, Teilzeit usw. widerspiegeln. Andererseits erfasst Eurostat nur die Sektoren *Produzierendes Gewerbe, Handel, Kredit- und Versicherungsgewerbe*, während die Tariflöhne die Gesamtwirtschaft abdecken. Sektorale unterschiedliche Lohnentwicklungen können somit Divergenzen zwischen den beiden Reihen verursachen.

Ein Vergleich mit den Daten des Statistischen Bundesamtes zeigt gravierende Abweichungen bei der Entwicklung der monatlichen Bruttoverdienste. Während z.B. die Daten des Statistischen Bundesamtes für das Jahr 2003 schon einen Rückgang der Zuwachsraten anzeigen, nahm gemäß Eurostat diese Größe hier noch deutlich zu. Da Deutschland ein großes Gewicht im Euro-land-Indikator der EZB hat, ist diese Abweichung von Bedeutung. Hier muss zumindest geklärt werden, wie der Unterschied für diesen wichtigen Lohnindikator zwischen Eurostat und dem Statistischen Bundesamt zustande kommt.

Eine Prüfung der Lohnindikatoren für Deutschland anhand der offiziellen deutschen Statistik (vgl. Tabelle 2-2 auf der folgenden Seite)

Die Lohnkosten je Arbeitnehmer gemäß der Eurostat-VGR (Spalte 8) stehen – abgesehen von ganz minimalen Abweichungen – für die 90er Jahre im Einklang mit den offiziellen deutschen Zahlen (Spalte 4).

Die Bruttolöhne und -gehälter (BLG) je Arbeitnehmer aus der Eurostat-VGR (Spalte 9) sind identisch mit den offiziellen deutschen Zahlen (Spalte 6). Die Monatsverdienste (Spalte 10) müssten eigentlich der Spalte (6) ähnlich sein. Da eventuell nicht alle Sektoren in den Eurostat-Zahlen enthalten sind, können dennoch Differenzen entstehen; Es gibt aber keinen Spielraum für erhebliche Unterschiede, da laut EZB 65% der gesamten Sektoren enthalten sind. Auch die BLG je

³⁹ Bemerkung des DIW Berlin: Hier ist – wie im nächsten Satz zu verstehen ist- auch teilweise der öffentliche Sektor außer Betracht gelassen worden. Deshalb kommt die EZB auf einen Anteil von 65%. Die 35% restlichen Arbeitnehmer sind somit nicht nur im landwirtschaftlichen Gewerbe beschäftigt, sondern auch im öffentlichen Sektor. Hier fehlt praktisch das Wort „privat“.

Arbeitnehmer für den Sektor *Produzierendes Gewerbe* und die Branchen *Handel, Kredit- und Versicherungsgewerbe*⁴⁰ ist 2001 um 2,5% gestiegen und 2002 um 1,9%. Es ist also eine deutliche Abschwächung zu beobachten. Der Unterschied kann dadurch für 2002 (3,1% von Eurostat gegenüber 1,5% vom Statistischen Bundesamt) nicht erklärt werden.

Auch durch eine Nachfrage beim Statistischen Bundesamt konnte der Unterschied nicht geklärt werden. Das Statistische Bundesamt liefert Eurostat drei Reihen: den Index der durchschnittlichen Bruttostundenverdienste der Arbeiter und Arbeiterinnen im *Produzierenden Gewerbe* (NACE Abschnitte C bis F), den Index der durchschnittlichen Bruttomonatsverdienste der Angestellten im *Produzierenden Gewerbe, Handel, Instandhaltung und Reparatur von Kraftfahrzeugen und Gebrauchsgütern, Kredit- und Versicherungsgewerbe* (NACE Abschnitte C bis F, G, J) und den zusammengefassten Index der durchschnittlichen Bruttomonatsverdienste für Arbeiter und Angestellte im *Produzierenden Gewerbe* (NACE C- F). Diese Indizes geben nur die Entwicklung der "laufend, regelmäßig mit jeder Lohnzahlungsperiode gezahlten Verdienste" der Vollzeitbeschäftigten wieder. Sie umfassen damit nicht Prämien und Sonderzahlungen. Damit spiegeln die Indizes die Entwicklung der gesamten Bruttolohn- und -gehaltsumme nicht wider. Regional beziehen sich die Indizes (1995=100) auf das frühere Bundesgebiet. Trotzdem konnten die Werte von Spalte (10) vom Statistischen Bundesamt nicht nachvollzogen werden.

Wir möchten deshalb empfehlen, diesen Index nicht mehr zu verwenden, sondern die BLG je Arbeitnehmer nach der VGR zu berechnen (hier kann ein gewisser Konflikt dadurch entstehen, dass diese Größen im Februar 2004 für manche Länder, etwa für Frankreich für das Jahr 2002, immer noch nicht verfügbar waren).

Die Spalten (11) und (12) sind hingegen im Einklang mit den deutschen Reihen (Spalten 5 und 7). Die Stundenlöhne von Eurostat (Spalte 12) unterscheiden sich allerdings 2002 von den deutschen Reihen dadurch, dass sie einen Anstieg der Wachstumsrate gegenüber 2001 (Anstieg von 2,2% auf 2,3%) aufweisen, dagegen beim Statistischen Bundesamt ein Rückgang von 2,7% auf 2,1% ausgewiesen wird.

Der Tarifindex der Europäischen Zentralbank (EZB, Spalte 13) wird direkt von der deutschen Bundesbank genommen und entspricht deshalb der Bundesbank-Zeitreihe (Spalte 1). Leichte Unterschiede ergeben sich aus dem unterschiedlichen Datenstand (die Daten der EZB sind vom Oktober 2003, die hier verwendeten Bundesbankdaten vom Februar 2004).

Alles in allem können Unterschiede zu den offiziellen Daten am aktuellen Rand auf Revisionen, die noch nicht eingearbeitet worden sind, zurückgeführt werden. Wenn aber eine Reihe wie (10) sich über die letzten zehn Jahre nicht nachvollziehen lässt, sollte sie besser nicht verwendet werden.

⁴⁰ Diese Branchen repräsentieren 50% der Arbeitnehmer und 55% der BLG in Deutschland in den 90er Jahren. Die Zahlen sind der Gliederung der VGR nach 26 Sektoren des Statistischen Bundesamtes entnommen.

Tabelle 2-2
Vergleich der verschiedenen Lohnindikatoren

	Deutsche Bundesbank			Deutsches Statistisches Bundesamt			Eurostat, New Cronos					EZB nach Bundesbank	
	Tarifverdienste je Arbeitnehmer	Effektivverdienste je Stunde	(3)	Lohnkosten je Arbeitnehmer	Lohnkosten je Arbeitnehmer-stunde	Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer	Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer-stunde	Lohnkosten je Arbeitnehmer nach Eurostat-VGR	Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer nach Eurostat-VGR	Indizes von konventionellen Arbeitsverdiensten	Arbeitskostenindex (Stundenbasis)	Index der Löhne und Gehälter (Stundenbasis)	Tarifindex (je Arbeitnehmer)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	
Veränderung in % gegenüber dem Vorjahr													
1992	11.1	11.9	10.4	10.5	9.2	10.4	9.1	10.6	10.5	4.9			10.9
1993	6.4	7.5	4.4	4.1	5.8	4.4	6.1	4.2	4.4	4.1			6.5
1994	2.9	3.4	2.0	3.0	3.1	2.0	2.1	3.1	2.0	2.4			3.0
1995	4.6	4.9	3.2	3.6	4.9	3.2	4.5	3.7	3.3	3.1			4.6
1996	2.4	2.6	1.4	1.3	2.8	1.4	3.0	1.3	1.5	3.3			2.4
1997	1.5	1.5	0.3	0.8	1.6	0.3	1.0	0.8	0.3	1.6	1.6	1.3	1.5
1998	1.7	1.9	1.0	1.0	1.5	1.0	1.4	1.0	1.0	2.1	1.6	1.7	1.8
1999	2.7	2.9	1.6	1.2	2.0	1.5	2.3	1.2	1.5	2.5	1.8	2.2	2.8
2000	2.0	2.0	1.5	2.1	3.3	1.6	2.8	2.1	1.6	2.6	3.1	3.0	2.0
2001	2.0	2.0	1.9	1.7	2.5	1.9	2.7	1.7	1.9	2.7	2.2	2.2	2.0
2002	2.7	2.7	1.5	1.5	2.2	1.5	2.1	1.6	1.5	3.1	2.3	2.3	2.7
(1)	Bundesbank. Tarifverdienste, Gesamtwirtschaft einschl. aller Nebenvereinbarungen, Monatsbasis, Deutschland, Jahresdaten.												
(2)	Bundesbank. Tarifverdienste, Gesamtwirtschaft einschl. aller Nebenvereinbarungen, Stundenbasis, Deutschland, Jahresdaten.												
(3)	Bundesbank. Effektivverdienste, Gesamtwirtschaft Löhne und Gehälter je Beschäftigte, (Inland), Jahresdaten.												
(4)	Statistisches Bundesamt. Arbeitnehmerentgelte je abhängig Beschäftigte, (Inland), Jahresdaten.												
(5)	Statistisches Bundesamt. Arbeitsnehmerentgelte je geleistete Stunde der abhängig Beschäftigten, (Inland), Jahresdaten.												
(6)	Statistisches Bundesamt. Bruttolöhne und -gehälter je abhängig Beschäftigte, (Inland), Jahresdaten.												
(7)	Statistisches Bundesamt. Bruttolöhne und -gehälter je geleistete Stunde der abhängig Beschäftigten, (Inland), Jahresdaten.												
(8)	Eurostat. New Cronos, Thema 1. Arbeitnehmerentgelt zu jeweiligen Preisen (DM bis 1998 und die 'Eurofix'-Zeitreihe ab 1999) je Arbeitnehmer. Aus den vierteljährlichen nicht-saisonbereinigten Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen.												
(9)	Eurostat. New Cronos, Thema 1. Bruttolöhne und -gehälter zu jeweiligen Preisen (DM bis 1998 und die 'Eurofix'-Zeitreihe ab 1999) je Arbeitnehmer. Aus den vierteljährlichen nicht-saisonbereinigten Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen.												
(10)	Eurostat. New Cronos, Thema 3. Indizes von konventionellen Arbeitsverdiensten (Arbeitnehmerentgelte) aller Arbeitnehmer (Alle Wirtschaftszweige bis auf Landwirtschaft, Fischerei, private Haushalte) - Index 2000 = 100, Jährliche Daten.												
(11)	Eurostat. New Cronos, Thema 3. Arbeitskosten insgesamt: Arbeitnehmerentgelte je Arbeitnehmer für die Branchen "Industrie" und "Dienstleistungen" (ohne Öffentliche Verwaltung, Verteidigung, Sozialversicherung) - Index 2000 = 100, Jährliche Daten.												
(12)	Eurostat. New Cronos, Thema 3. Löhne und Gehälter: Bruttolöhne und -gehälter (ohne Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitgeber) je Arbeitnehmer für die Branchen "Industrie" und "Dienstleistungen" (ohne Öffentliche Verwaltung, Verteidigung, Sozialversicherung) - Index 2000 = 100, Jährliche Daten.												
(13)	Europäische Zentralbank. nach Bundesbank. Tarifverdienste auf Monatsbasis, Deutschland, Quartalsdaten.												

Frankreich

Der relativ starke Anstieg der Arbeitskosten je Stunde ist in Frankreich auf die gesetzlichen Neuregelungen zur Arbeitszeit zurückzuführen. Die gesetzliche Arbeitszeitverkürzung (Aubry II-Gesetz) wurde in zwei Stufen durchgeführt. In der ersten Phase waren von der Reduzierung der wöchentlichen Arbeitszeit von 39 auf 35 Stunden nur Unternehmen mit mehr als 20 Beschäftigten betroffen.¹ In der zweiten Phase, ab dem 1. Januar 2002, gelten die neuen Arbeitszeiten auch für kleine Unternehmen. Kombiniert wurde diese Arbeitszeitregelung mit einer unbefristeten Lohnsubvention (Kürzung der Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung), um einerseits Anreize zu einer schnellen Arbeitszeitverkürzung zu schaffen und andererseits den Beschäftigungsaufbau zu fördern. Schon im Vorfeld des Inkrafttretens der neuen gesetzlichen Wochenarbeitszeit war ein starker Anstieg der Lohnkosten je Stunde zu beobachten. So wurde meistens ein voller Lohnausgleich mit Lohnmoderation über ein bis drei Jahre vereinbart. Seit dem zweiten Quartal 2000 bewegen sich die Lohnsteigerungen (je Stunde) in einer Größenordnung von 4%. Durch die Verbreiterung des Geltungsbereichs ab dem 1. Januar 2002 auf kleine Unternehmen ist hier wieder eine kleine Zunahme zu beobachten. Die Differenz zwischen den Lohnkosten je Stunde und den anderen Lohn-Indikatoren ist eindeutig auf die Reduzierung der Arbeitszeit zurückzuführen.

Die Zuwächse der Tarifverdienste und die der Bruttoverdienste bewegen sich fast im Gleichlauf. Wenn überhaupt, dann existieren nur marginale Unterschiede. Damit gab es im Zeitraum 1992-2002 keine Lohndrift. An der Differenz zwischen Tarifverdiensten und Arbeitnehmerentgelten werden Änderungen der Sozialversicherungsbeiträge deutlich. Weiterhin ist bei den Arbeitnehmerentgelten das Inkrafttreten der neuen gesetzlichen Arbeitszeit und die damit verbundene Lohnsubventionierung im ersten Quartal 2000 zu erkennen. Die Abnahme kann mit der Verminderung der sozialen Abgaben, wodurch die Arbeitnehmerentgelte definitionsgemäß gesenkt werden, verbunden sein.

Italien

In Abbildung 2-36 sind im unteren Teil die Lohnindikatoren für Italien zusammengestellt. Als Erstes fällt die hohe Volatilität der Arbeitskosten pro Stunde auf. Die konjunkturellen Bewegungen in den letzten Jahren scheinen sich damit voll in den Arbeitskosten je Stunde niederschlagen zu haben. Typisch für Italien ist, dass über eine absolute Erhöhung des Ecklohnsatzes verhandelt wird und zusätzliche Vereinbarungen über Einmalzahlungen getroffen werden.

Seit Beginn der Währungsunion ist ein Gleichlauf der Tarifverdienste und der Bruttoverdienste zu beobachten, der nur im Jahr 2001 unterbrochen wurde. Vom ersten Quartal 2001 bis zum ersten Quartal 2002 zeichnete sich eine negative Lohndrift ab. Von Juni 2001 bis Juli 2002 wurden in fast allen großen Branchen neue Tarifabkommen vereinbart. Die Ergebnisse zeigen, dass

¹ Das Gesetz ist am 1. Januar 2000 in Kraft getreten.

nur mäßige Lohnsteigerungen realisiert wurden.² In den Jahren 1999 bis 2001 wurde der HVPI leicht übertroffen.

Niederlande

Mit der seit Mitte der neunziger Jahre zu beobachtenden guten konjunkturellen Entwicklung, die über dem EWU-Durchschnitt lag, konnte die Arbeitslosigkeit von 6,8% (1994) auf 2,7% (2002) reduziert werden. Begleitet war dies von 1994 bis 1999 von einer stabilitätsgerechten Lohnentwicklung (vgl. auch Tabelle 2-9). In dieser Zeit lag die Zunahme der Bruttolöhne über dem Zuwachs der Tariflöhne (vgl. Abbildung 2-37). Mit einem Zuwachs von 5,1% hat der niederländische harmonisierte Verbraucherpreisindex insbesondere im Jahr 2001 nennenswert zur Zielverfehlung auf europäischer Ebene beigetragen. Dies dürfte neben einer Anhebung indirekter Steuern auch auf die hohen Lohnabschlüsse zurückzuführen sein.

Spanien

Im Vergleich zu den anderen Ländern wies Spanien in der Vergangenheit einen relativ geringen Offenheitsgrad auf und war somit weniger exportabhängig. Diese Situation dürfte einen erheblichen Einfluss auf die Lohnentwicklung gehabt haben, da ein Verlust an preislicher Wettbewerbsfähigkeit in der Vergangenheit nicht so stark auf das Wachstum durchschlug. Die Lohnerhöhungen lagen in Spanien – ähnlich wie in den Niederlanden – deutlich über dem EWU-Durchschnitt (vgl. Abbildung 2-37).

² Vgl. Schulten (2002), ebenda.

2.4 Tabellen und Abbildungen Kapitel 2

Tabelle 2–3
Hypothetische Inflationsraten bei Gelten des Balassa-Samuelson Modells
Basierend auf Produktivität

Anstieg der Komponenten des HVPI außer Dienstleistungen: 1,3% p.a.					
	Land im HVPI des Euroraums	Gewicht Dienstleistungen 2002	Differenz Produktivität (Durchschnitt 1996-2003)	Inflationsrate Dienstleistungen im jeweiligen Land	Inflationsrate im jeweiligen Land
Belgien	34	374	2,6	4,5	2,5
Deutschland	306	438	0,3	1,6	1,4
Griechenland	25	381	1,5	3,1	2,0
Spanien	103	353	1,5	3,1	1,9
Frankreich	204	404	3,1	5,1	2,8
Irland	12	440	6,7	9,6	4,9
Italien	193	379	0,6	2,0	1,5
Luxemburg	3	312	2,5	4,4	2,2
Niederlande	52	397	0,6	2,0	1,5
Österreich	32	451	2,4	4,3	2,6
Portugal	20	369	-1,9	-1,1	0,4
Finnland	16	399	2,7	4,6	2,6
EU12	1000	403		2,9	1,9
Anstieg der Komponenten des HVPI außer Dienstleistungen: 1,0% p.a.					
	Land im HVPI des Euroraums	Gewicht Dienstleistungen 2002	Differenz Produktivität (Durchschnitt 1996-2003)	Inflationsrate Dienstleistungen im jeweiligen Land	Inflationsrate im jeweiligen Land
Belgien	34	374	2,6	3,6	2,0
Deutschland	306	438	0,3	1,3	1,1
Griechenland	25	381	1,5	2,5	1,6
Spanien	103	353	1,5	2,5	1,5
Frankreich	204	404	3,1	4,1	2,3
Irland	12	440	6,7	7,7	3,9
Italien	193	379	0,6	1,6	1,2
Luxemburg	3	312	2,5	3,5	1,8
Niederlande	52	397	0,6	1,6	1,2
Österreich	32	451	2,4	3,4	2,1
Portugal	20	369	-1,9	-0,9	0,3
Finnland	16	399	2,7	3,7	2,1
EU12	1000	403		2,3	1,5

Tabelle 2–4

Hypothetische Inflationsraten bei Gelten des Balassa-Samuelson Modells
Basierend auf Lohnstückkosten

Anstieg der Komponenten des HVPI außer Dienstleistungen: 1,4% p.a.					
	Land im HVPI des Euroraums	Gewicht Dienstleistungen 2002	Differenz Lohnstückkosten (Durchschnitt 1996-2003)	Inflationsrate Dienstleistungen im jeweiligen Land	Inflationsrate im jeweiligen Land
Belgien	34	374	2,0	4,3	2,5
Deutschland	306	438	-0,8	0,3	1,0
Griechenland	25	381	2,4	4,9	2,8
Spanien	103	353	1,5	3,6	2,2
Frankreich	204	404	2,6	5,2	3,0
Irland	12	440	6,4	10,7	5,5
Italien	193	379	-0,2	1,2	1,3
Luxemburg	3	312	2,3	4,8	2,5
Niederlande	52	397	0,9	2,8	2,0
Österreich	32	451	2,4	4,9	3,0
Portugal	20	369	0,0	1,4	1,4
Finnland	16	399	2,4	4,9	2,8
EU12	1000	403		2,6	1,9
Anstieg der Komponenten des HVPI außer Dienstleistungen: 1,0% p.a.					
	Land im HVPI des Euroraums	Gewicht Dienstleistungen 2002	Differenz Lohnstückkosten (Durchschnitt 1996-2003)	Inflationsrate Dienstleistungen im jeweiligen Land	Inflationsrate im jeweiligen Land
Belgien	34	374	2,0	3,0	1,7
Deutschland	306	438	-0,8	0,2	0,7
Griechenland	25	381	2,4	3,4	1,9
Spanien	103	353	1,5	2,5	1,5
Frankreich	204	404	2,6	3,6	2,1
Irland	12	440	6,4	7,4	3,8
Italien	193	379	-0,2	0,8	0,9
Luxemburg	3	312	2,3	3,3	1,7
Niederlande	52	397	0,9	1,9	1,4
Österreich	32	451	2,4	3,4	2,1
Portugal	20	369	0,0	1,0	1,0
Finnland	16	399	2,4	3,4	2,0
EU12	1000	403		1,8	1,3

Tabelle 2–5**Vergleich zwischen beobachteten Inflationsraten und den durch das BS-Modell unterstellten Raten**

Annahme für hyp. Rate: Güter 1,3 / 1,4% p.a.; beobachteter Wert 1,6% p.a.	hypothetische Rate be- rechnet auf Grundlage der Produktivität		hypothetische Rate be- rechnet auf Grundlage der Lohnstückkosten		Durchschnitt 1996-2003		Differenz beobachtete Rate – Rate basierend auf Lohn- stückkostendifferential	
	Inflationsrate Dienstleistun- gen im jewei- ligen Land	Inflationsra- te im jewei- ligen Land	Inflationsrate Dienstleistun- gen im jewei- ligen Land	Inflationsra- te im jewei- ligen Land	beobachtete Inflationsrate in Dienstleistun- gen im jewei- ligen Land	beobachtete Inflationsra- te im jewei- ligen Land	Dienstleistun- gen	HVPI
Belgien	4,5	2,5	4,3	2,5	2,1	1,7	-2,2	-0,8
Deutschland	1,6	1,4	0,3	1,0	1,5	1,2	1,2	0,2
Griechenland	3,1	2,0	4,9	2,8	5,6	4,2	0,7	1,4
Spanien	3,1	1,9	3,6	2,2	3,7	2,8	0,1	0,6
Frankreich	5,1	2,8	5,2	3,0	1,7	1,5	-3,5	-1,5
Irland	9,6	4,9	10,7	5,5	4,7	3,2	-6,0	-2,3
Italien	2,0	1,5	1,2	1,3	3,1	2,5	1,9	1,2
Luxemburg	4,4	2,2	4,8	2,5	2,4	1,9	-2,4	-0,6
Niederlande	2,0	1,5	2,8	2,0	3,1	2,6	0,3	0,6
Österreich	4,3	2,6	4,9	3,0	2,3	1,4	-2,6	-1,6
Portugal	-1,1	0,4	1,4	1,4	4,4	2,9	3,0	1,5
Finnland	4,6	2,6	4,9	2,8	2,6	1,7	-2,3	-1,1
EU12	2,9	1,9	2,3	1,9	2,3	1,9	0,0	0,0

Tabelle 2–6
Gewichte der Hauptkomponenten am HVPI

	Industriegüter ohne Energie	Energie	Nahrungs- mittel	Dienst- leistungen
1995				
EU12	340	91	232	337
Belgien	341	105	243	312
Deutschland	339	102	202	356
Griechenland	338	92	270	301
Spanien	327	75	309	289
Frankreich	328	98	242	332
Irland	239	104	302	355
Italien	367	69	227	337
Luxemburg	421	74	191	313
Niederlande	350	86	218	345
Österreich	343	84	185	388
Portugal	313	69	340	278
Finnland	301	111	269	319
2003				
EU12	316	82	193	409
Belgien	324	100	201	375
Deutschland	303	94	161	441
Griechenland	316	67	232	385
Spanien	308	91	247	354
Frankreich	303	82	207	408
Irland	241	71	240	448
Italien	351	62	194	393
Luxemburg	320	113	260	308
Niederlande	339	82	165	414
Österreich	305	71	164	459
Portugal	325	80	216	379
Finnland	308	69	222	402
Absolute Veränderung 2003 gegenüber 1995				
EU12	-24	-9	-39	72
Belgien	-17	-5	-41	64
Deutschland	-36	-8	-42	85
Griechenland	-21	-25	-38	84
Spanien	-20	17	-62	65
Frankreich	-26	-16	-35	76
Irland	2	-32	-63	93
Italien	-16	-7	-33	57
Luxemburg	-102	39	68	-6
Niederlande	-12	-5	-53	69
Österreich	-38	-13	-20	71
Portugal	12	11	-124	101
Finnland	7	-43	-47	83

Quelle: Eurostat; Berechnungen des DIW Berlin

Tabelle 2–7
IWF: Direction of trade statistics

Angaben für das Jahr 2000	Extra-EMU-Importe in % des BIP	Intra-EMU-Importe in % der Importe
Österreich	18,4	64,0
Belgien	33,9	59,1
Finnland	22,5	33,1
Frankreich	12,1	55,3
Deutschland	19,6	41,9
Griechenland	17,0	46,9
Irland	59,2	20,8
Italien	13,7	49,4
Luxemburg	33,0	74,0
Niederlande	36,3	40,1
Portugal	13,6	67,5
Spanien	13,8	55,7
Quelle: Honohan/Lane (2003), S. 367.		

Tabelle 2–8
Tarifverhandlungssysteme in der EU

	Organisationsgrad	Deckungsgrad	Verhandlungsebene	Allgemeinverbindlichkeit	Rolle des Staates	Lohnformel	Zentralisierungsgrad		
							zentral	dezentral	Mischform
Belgien	55%	90%	Branchenebene	möglich	aktive Rolle bei der Lohnpolitik	Inflation, Lohnindexierung	x		
Deutschland	30%	80%	Branchenebene, regional	möglich	"Bündnis für Arbeit"	Inflation, Produktivität	x		
Finnland			national		Zwei-Parteien-Beratungen zur Eink.politik	Inflation, Produktivität	x		
Frankreich	10-6%		Branchen- und Betriebsebene	möglich	setzt Mindeststandards	Inflation			x
Griechenland	30%	alle AN	nationaler Ebene schafft Rahmen	möglich	Rückzug des Staates aus Verhandlungen	Inflation			x
Irland	45%	45%	nationaler Lohnabsprachen	ja	"Sozialpakt" seit 1987	Wirtschaftswachstum	x		
Italien	38%	90%	Branchen- und Firmenebene	möglich	Drei-Parteien-Beratung definiert Zielinflation für Branchenebene	Inflation, Produktivität, Wirtschaftswachstum	x		
Luxemburg		60%	Betriebsebene	ja		Lohnindexierung		x	
Niederlande	28%	70%	Branchenebene	möglich	Interventionsrecht	Inflation, Produktivität	x		
Österreich	45%	90%	Branchenebene	möglich	Drei-Parteien-Beratungen	mehrere Indikatoren	x		
Portugal	25-30%	80%	Branchenebene	möglich	Drei-Parteien-Beratungen	BIP, Inflation, Produktivität	x		
Spanien	10-15%	70%	Branchenebene	möglich	Drei-Parteien-Beratungen ohne Lohnabsprache	mehrere Indikatoren Lohnindexierung	x		
Dänemark	80-85%	75%	Branchenebene	nicht möglich	Drei-Parteien-Beratungen	mehrere Indikatoren			x
Schweden	80%	80%	Branchenebene	nicht möglich	geschwächt durch Abnahme Zentralisierung	Inflation			x
Großbritannien	30%	35-20%	Betriebsebene	nicht möglich	keine Intervention	Inflation		x	
Quellen: Europäische Kommission; Eurostat; WSI; Mermet (2001); Berechnungen des DIW Berlin.									

Tabelle 2–9

Stabilitätsgerechter Lohnerhöhungsspielraum
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Jahresdurchschnitt	
									1996/1998	1999/2003
Nominallohnzuwächse¹										
Belgien	1,8	2,7	1,0	3,5	2,1	3,7	4,3	2,3	1,8	3,2
Deutschland	1,3	0,8	1,0	1,2	2,1	1,7	1,5	1,6	1,0	1,6
Finnland	2,8	1,4	3,9	2,2	3,9	4,2	2,8	3,2	2,7	3,3
Frankreich	1,9	2,0	1,6	2,1	2,0	2,9	2,7	2,5	1,8	2,5
Griechenland	6,7	11,4	8,3	6,5	5,8	5,2	9,2	4,0	8,8	6,1
Irland	3,3	4,1	6,5	4,6	8,6	7,7	5,0	4,7	4,6	6,1
Italien	5,7	4,1	-1,7	1,9	2,9	2,8	1,8	2,9	2,7	2,5
Luxemburg	2,1	2,3	1,7	3,5	5,1	3,8	3,7	1,8	2,1	3,6
Niederlande	1,4	2,1	3,8	3,1	4,3	4,8	5,5	3,2	2,4	4,2
Österreich	1,2	1,1	2,1	1,7	2,1	1,4	2,3	2,3	1,5	2,0
Portugal	6,3	5,9	4,0	9,9	6,3	5,3	5,3		5,4	6,7
Spanien	4,6	2,5	3,0	2,8	3,8	4,0	3,8	4,2	3,3	3,7
EWU	2,4	1,8	1,1	1,9	2,6	2,7	2,5	2,4	1,8	2,4
Arbeitsproduktivität²										
Belgien	0,9	2,5	0,2	1,8	1,9	-0,9	1,0	1,1	1,2	1,0
Deutschland	1,1	1,6	0,9	0,8	1,1	0,4	0,7	0,9	1,2	0,8
Finnland	2,5	2,9	3,0	0,8	2,9	-0,4	1,3	1,9	2,8	1,3
Frankreich	0,7	1,5	1,9	1,2	1,1	0,4	0,5	0,4	1,4	0,7
Griechenland	0,8	2,1	1,8	3,3	4,2	4,6	3,5	3,1	1,6	3,8
Irland	4,5	5,3	0,3	5,1	5,2	3,1	4,8	1,8	3,3	4,0
Italien	0,5	1,6	0,7	0,6	1,1	-0,2	-1,5	-0,9	1,0	-0,2
Luxemburg	1,0	5,1	2,1	2,8	3,4	-4,1	-0,4	1,2	2,7	0,5
Niederlande	0,7	0,6	1,7	1,4	1,2	-0,6	0,2	-0,5	1,0	0,3
Österreich	2,6	1,1	2,9	1,2	2,7	0,1	1,6	0,5	2,2	1,2
Portugal	9,5	2,3	1,9	2,0	1,1	0,1	0,1	-0,4	4,5	0,6
Spanien	1,2	1,1	0,5	0,7	0,7	0,5	0,6	0,6	0,9	0,6
EWU	0,9	1,4	1,1	0,9	1,2	0,1	0,3	0,3	1,1	0,6
Lohnerhöhungsspielraum³										
Belgien									3,2	3,0
Deutschland									3,2	2,8
Finnland									4,8	3,3
Frankreich									3,4	2,7
Griechenland									3,6	5,8
Irland									5,3	6,0
Italien									3,0	1,8
Luxemburg									4,7	2,5
Niederlande									3,0	2,3
Österreich									4,2	3,2
Portugal									6,5	2,6
Spanien									2,9	2,6
EWU									3,1	2,6
Stabilitätsverfehlung⁴										
Belgien	1,4	0,5	2,2	-0,5	0,9	-0,7	-1,3	0,6	1,4	-0,2
Deutschland	1,9	2,3	2,1	1,6	0,7	1,1	1,3	1,2	2,1	1,2
Finnland	2,0	3,4	0,9	1,1	-0,6	-0,9	0,5	0,1	2,1	0,0
Frankreich	1,5	1,4	1,7	0,6	0,8	-0,2	0,0	0,3	1,5	0,3
Griechenland	-3,1	-7,9	-4,7	-0,8	0,0	0,5	-3,4	1,8	-5,2	-0,4
Irland	2,0	1,2	-1,2	1,4	-2,6	-1,7	1,0	1,3	0,7	-0,1
Italien	-2,7	-1,2	4,6	-0,1	-1,1	-1,0	0,0	-1,1	0,2	-0,7
Luxemburg	2,6	2,4	3,0	-1,0	-2,6	-1,3	-1,2	0,8	2,7	-1,1
Niederlande	1,6	0,9	-0,8	-0,8	-2,0	-2,5	-3,2	-0,9	0,6	-1,9
Österreich	2,9	3,1	2,1	1,5	1,1	1,8	0,9	0,9	2,7	1,2
Portugal	0,2	0,6	2,5	-7,3	-3,7	-2,7	-2,8		1,1	-4,1
Spanien	-1,7	0,4	-0,1	-0,2	-1,1	-1,4	-1,2	-1,5	-0,5	-1,1
EWU	0,8	1,3	2,0	0,7	0,0	-0,2	0,1	0,2	1,4	0,2

¹ Nominallöhne je abhängig Beschäftigten.

² Reales Bruttoinlandsprodukt je Erwerbstätigen.

³ Stabilitätsgerechter Lohnerhöhungsspielraum = durchschnittliche Arbeitsproduktivität+EZB-Zielinflationsrate (2%).

⁴ Stabilitätsverfehlung = Stabilitätsgerechter Lohnerhöhungsspielraum - Nominallohnzuwachs (positive Werte bedeuten Lohnzurückhaltung).

Quellen: Europäische Kommission; Berechnungen des DIW Berlin.

Tabelle 2–10

Lohn-, Preis- und Produktivitätsentwicklung in der EWU
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %

	EWU	Deutsch- land	Spanien	Frank- reich	Italien	Nieder- lande	EWU	Deutsch- land	Spanien	Frank- reich	Italien	Nieder- lande
	HVPI						Nominallohn¹					
1991				3,4	6,2	3,2						
1992				2,4	5,0	2,8	7,3	10,5	11,2	3,8	5,4	4,6
1993			4,9	2,2	4,5	1,6	4,0	4,1	7,3	2,4	4,0	2,9
1994			4,6	1,7	4,2	2,1	2,9	3,0	3,7	1,4	3,6	1,9
1995			4,6	1,8	5,4	1,4	2,1	3,6	3,7	2,0	4,3	1,2
1996	2,3	1,2	3,6	2,1	4,0	1,4	2,4	1,3	4,6	1,9	5,7	1,4
1997	1,7	1,5	1,9	1,3	1,9	1,9	1,8	0,8	2,5	2,0	4,1	2,1
1998	1,2	0,6	1,8	0,7	2,0	1,8	1,1	1,0	3,0	1,6	-1,7	3,8
1999	1,1	0,6	2,2	0,6	1,7	2,0	1,9	1,2	2,8	2,1	1,9	3,1
2000	2,1	1,4	3,5	1,8	2,6	2,3	2,6	2,1	3,8	2,0	2,9	4,3
2001	2,4	1,9	2,8	1,8	2,3	5,1	2,7	1,7	4,0	2,9	2,8	4,8
2002	2,3	1,3	3,6	1,9	2,6	3,9	2,5	1,5	3,8	2,7	1,8	5,5
2003	2,1	1,0	3,1	2,2	2,8	2,2	2,4	1,6	4,2	2,5	2,9	3,2
	Produktivität²						Reallohn³					
1992	2,5	3,7	2,3	2,1	1,2	0,1						
1993	0,9	0,3	1,8	0,4	1,6	0,3						
1994	2,7	2,5	2,9	1,9	3,7	2,2						
1995	1,4	1,5	0,9	0,8	3,0	0,8			-0,9	0,2	-1,1	-0,2
1996	0,9	1,1	1,2	0,7	0,5	0,7	0,1	0,1	1,0	-0,2	1,7	0,0
1997	1,4	1,6	1,1	1,5	1,6	0,6	0,1	-0,7	0,6	0,7	2,2	0,2
1998	1,1	0,9	0,5	1,9	0,7	1,7	-0,1	0,4	1,2	0,9	-3,7	2,0
1999	0,9	0,8	0,7	1,2	0,6	1,4	0,8	0,6	0,6	1,5	0,2	1,1
2000	1,2	1,1	0,7	1,1	1,1	1,2	0,5	0,7	0,3	0,2	0,3	2,0
2001	0,1	0,4	0,5	0,4	-0,2	-0,6	0,3	-0,2	1,2	1,1	0,5	-0,3
2002	0,3	0,7	0,6	0,5	-1,5	0,2	0,2	0,2	0,2	0,8	-0,8	1,6
2003	0,3	0,9	0,6	0,4	-0,9	-0,5	0,3	0,6	1,1	0,3	0,1	1,0
	Wachstum						Arbeitslosenquote (in %)⁴					
1991									13,2	9,1	8,5	5,5
1992	1,5	2,2	0,9	1,5	0,8	1,5		6,4	14,9	9,9	8,7	5,3
1993	-0,8	-1,1	-1,0	-0,9	-0,9	0,7	10,1	7,7	18,6	11,1	10,0	6,2
1994	2,4	2,3	2,4	2,1	2,2	2,9	10,8	8,2	19,8	11,7	11,0	6,8
1995	2,2	1,7	2,8	1,7	2,9	3,0	10,6	8,0	18,8	11,1	11,5	6,6
1996	1,4	0,8	2,4	1,1	1,1	3,0	10,8	8,7	18,1	11,6	11,5	6,0
1997	2,3	1,4	4,0	1,9	2,0	3,8	10,8	9,7	17,0	11,5	11,6	4,9
1998	2,9	2,0	4,3	3,4	1,8	4,3	10,2	9,1	15,2	11,1	11,7	3,8
1999	2,8	2,0	4,2	3,2	1,7	4,0	9,4	8,4	12,8	10,5	11,3	3,2
2000	3,5	2,9	4,2	3,8	3,0	3,5	8,5	7,8	11,3	9,1	10,4	2,9
2001	1,6	0,8	2,8	2,1	1,8	1,4	8,0	7,8	10,6	8,4	9,4	2,5
2002	0,8	0,1	2,0	1,2	0,4	0,6	8,4	8,7	11,3	8,9	9,0	2,7
2003	0,5	-0,1	2,4	0,5	0,3	-0,9	8,9	9,6	11,3	9,4	8,6	3,8

¹ Pro Kopf.² Bruttoinlandsprodukt je Erwerbstätigen im Inland.³ Deflationiert mit dem HVPI.⁴ Standardisiert.

Quellen: Europäische Kommission; Berechnungen des DIW Berlin.

Tabelle 2–11

Lohnindikatoren in der EWU

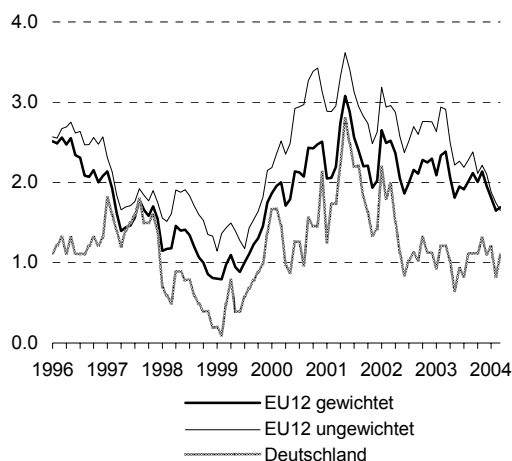
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Tariflöhne								
Belgien	1,5	1,6	1,7	1,7	1,2	2,8	2,9	3,5
Deutschland	4,6	2,4	1,5	1,8	2,8	2,0	2,0	2,7
Finnland								
Frankreich	2,3	2,2	2,1	1,8	1,6	1,8	2,5	2,5
Irland								
Italien	3,2	4,1	4,3	2,4	1,8	1,9	2,5	2,1
Luxemburg								
Niederlande	1,1	1,7	2,0	2,9	2,9	3,2	4,3	3,7
Österreich	3,4	2,4	1,8	2,2	2,5	2,0	2,7	2,4
Portugal								
Spanien	3,5	3,8	3,1	2,5	2,3	2,9	3,4	2,9
EWU	3,3	2,7	2,3	2,1	2,3	2,2	2,6	2,7
EU-15								
Lohn- und -gehaltssumme je Beschäftigten								
Belgien	1,4	1,7	1,9	1,7	1,2	2,7	3,0	3,5
Deutschland	3,3	3,2	1,6	2,1	2,6	2,6	2,7	3,2
Finnland		4,1	2,7	3,7	2,8	4,3	4,9	3,6
Frankreich	2,3	2,1	2,2	1,7	1,6	1,8	2,5	2,5
Irland		3,5	4,4	4,6	5,5	6,9	8,2	5,3
Italien	3,3	4,0	4,5	2,4	1,8	1,9	1,7	2,1
Luxemburg	3,8	1,9	2,9	2,1	3,0	4,7	5,3	2,5
Niederlande		3,2	3,4	4,8	3,9	4,5	6,5	4,2
Österreich	3,4	2,4	1,8	2,2	2,5	2,1	2,6	2,4
Portugal								
Spanien	4,5	4,3	3,3	2,1	2,0	2,2	3,4	3,9
EWU		3,1	2,4	2,3	2,3	2,5	2,9	3,3
EU-15		3,3	3,1	2,8	2,9	3,1	3,7	3,4
Lohnkosten je Beschäftigten								
Belgien	2,2	1,4	3,0	1,7	3,3	2,5	3,6	4,1
Deutschland	3,7	1,3	0,8	1,0	1,2	2,0	1,7	1,6
Finnland	4,6	2,5	1,7	4,3	2,3	3,7	4,9	2,4
Frankreich	2,5	1,8	2,2	1,7	2,4	2,1	2,6	2,7
Irland	2,4	3,5	4,2	4,7	5,2	8,9	9,2	6,5
Italien	4,8	5,2	4,3	-1,5	1,8	3,0	3,1	2,1
Luxemburg	3,1	3,9	4,7	4,0	6,2	7,5	7,7	3,7
Niederlande	1,2	1,5	2,1	3,7	3,1	4,2	4,9	5,5
Österreich	3,8	1,3	1,1	2,1	1,7	2,3	1,4	2,2
Portugal	7,2	6,3	5,9	4,0	9,9	6,3	5,3	5,3
Spanien	3,4	4,6	2,5	3,0	2,7	3,9	4,0	4,0
EWU	3,5	2,4	2,1	1,2	2,1	2,7	2,8	2,7
EU-15	2,5	3,6	3,5	2,0	3,6	5,0	2,7	2,7
Lohnkosten je Stunde								
Belgien		1,0	2,5	2,1	2,7	0,9	4,4	3,4
Deutschland			1,7	1,6	1,8	3,1	2,2	2,4
Finnland		2,1	2,2	4,0	3,2	3,8	6,3	3,9
Frankreich	2,0	2,3	1,9	1,7	2,8	4,0	3,7	4,0
Irland		3,6	4,6	4,5	5,4	7,1	8,9	6,7
Italien		5,0	3,5	-1,5	0,6	0,4	2,4	3,5
Luxemburg	4,0	1,9	2,6	2,3	2,9	4,7	5,4	2,6
Niederlande			2,9	4,2	3,2	5,7	5,6	4,9
Österreich			1,9	2,2	3,3	2,1	2,5	3,3
Portugal			2,8	1,8	3,7	3,8	3,6	2,7
Spanien		6,1	4,6	3,4	3,2	0,7	4,9	4,8
EWU			2,5	1,6	2,2	2,8	3,3	3,5
EU-15								
Quellen: Eurostat; Berechnungen des DIW Berlin.								

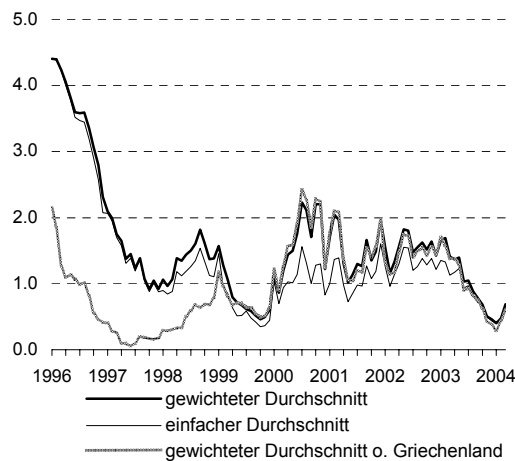
Abbildung 2-1
Inflationsraten und deren Varianz in Ländern der EWU

Monatsdaten Januar 1996 bis März 2004 und Jahresdaten 1960 bis 2003

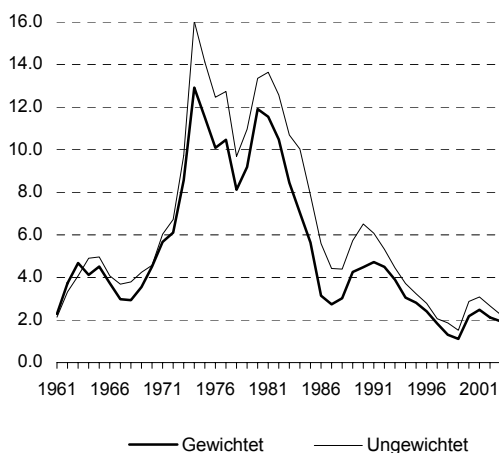
EU12: Wachstumsraten des HVPI in Deutschland, in der EU12 gewichtet und in der EU12 ungewichtet



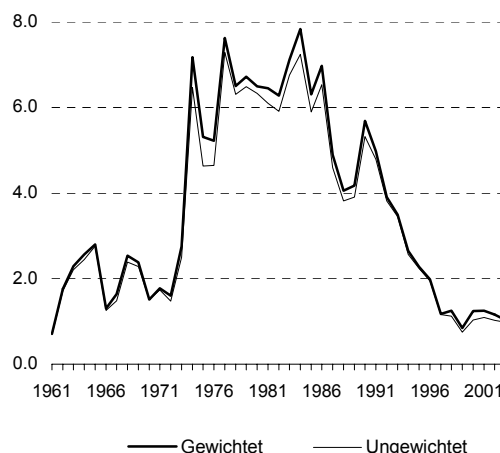
EU12: Varianz der Inflationsraten, Abweichungen vom einfachen Durchschnitt der Raten, vom gewichteten Durchschnitt der Raten und vom gewichteten Durchschnitt der Länder ohne Griechenland



EU12: Durchschnittliche ungewichtete und gewichtete Inflationsraten



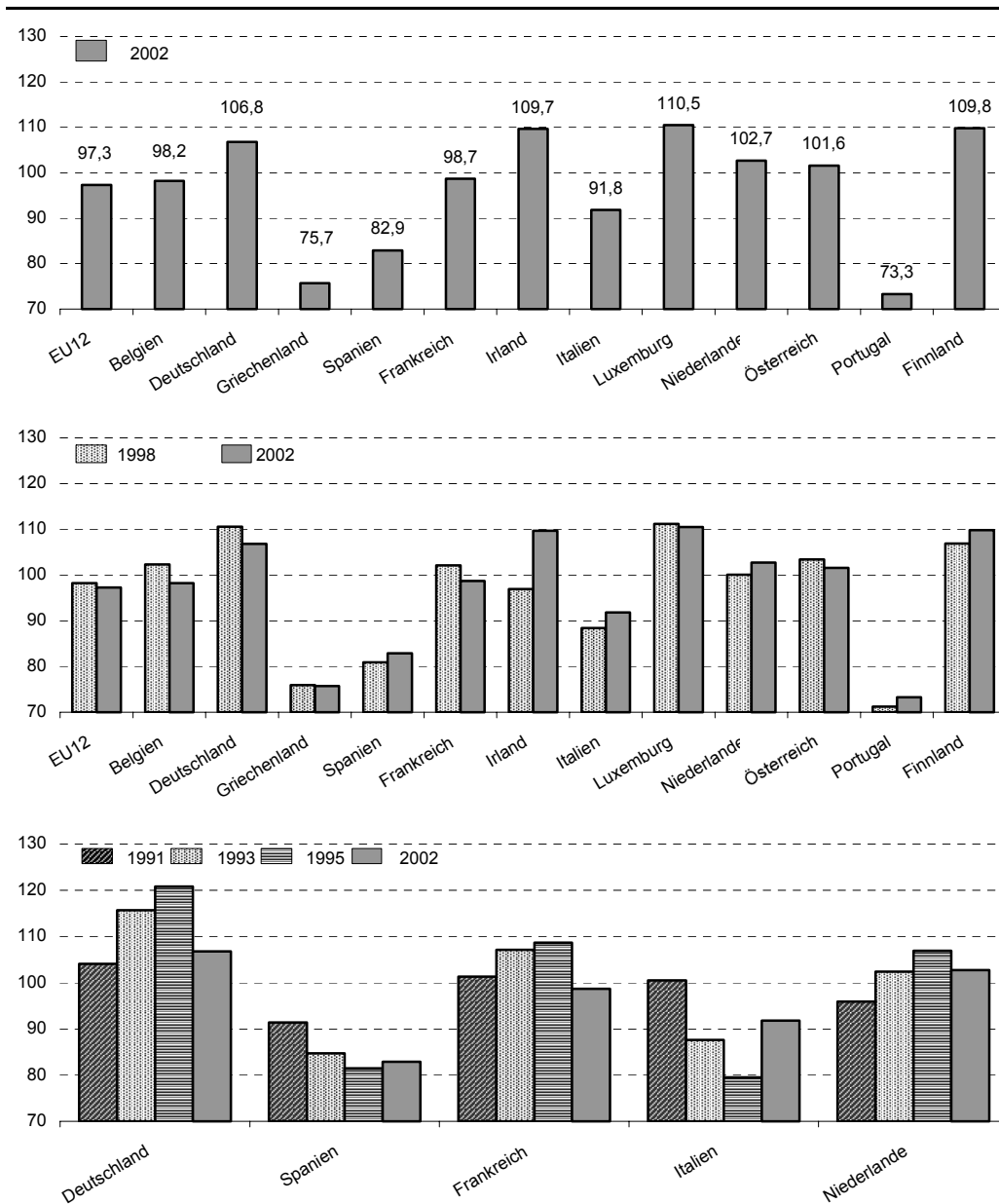
EU12: Standardabweichungen der Inflationsraten vom gewichteten und ungewichteten Durchschnitt der Raten



Quellen: Eurostat, IMF IFS; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-2
EU12 bzw. ausgewählte Länder: Relative Preisniveaus

Durchschnitt EU15 = 100

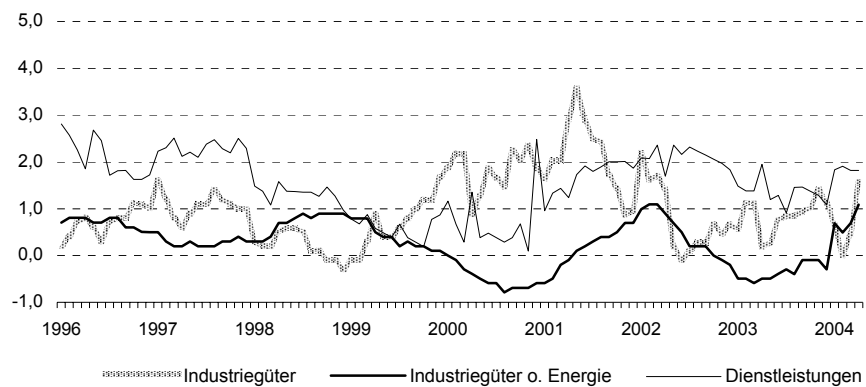


Quellen: Eurostat; Berechnungen des DIW Berlin.

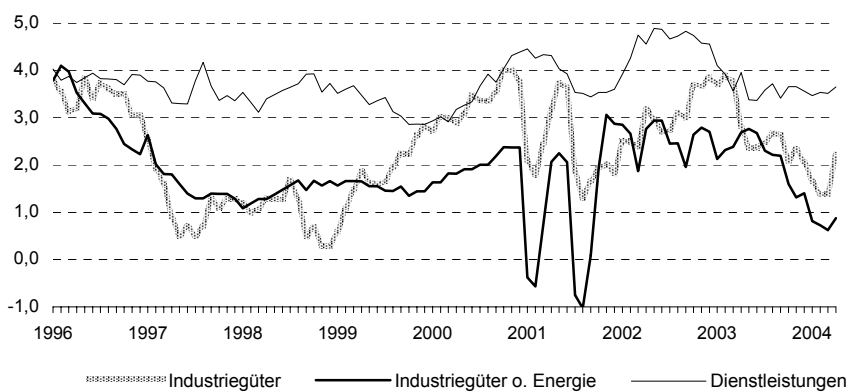
Abbildung 2-3
HVPIKomponenten Industriegüter (ohne Energie) und Dienstleistungen

Jährliche Zuwachsraten in %

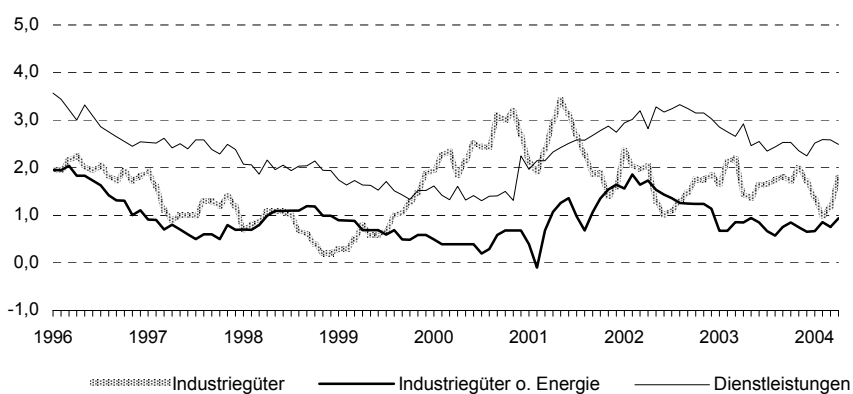
Deutschland



Spanien



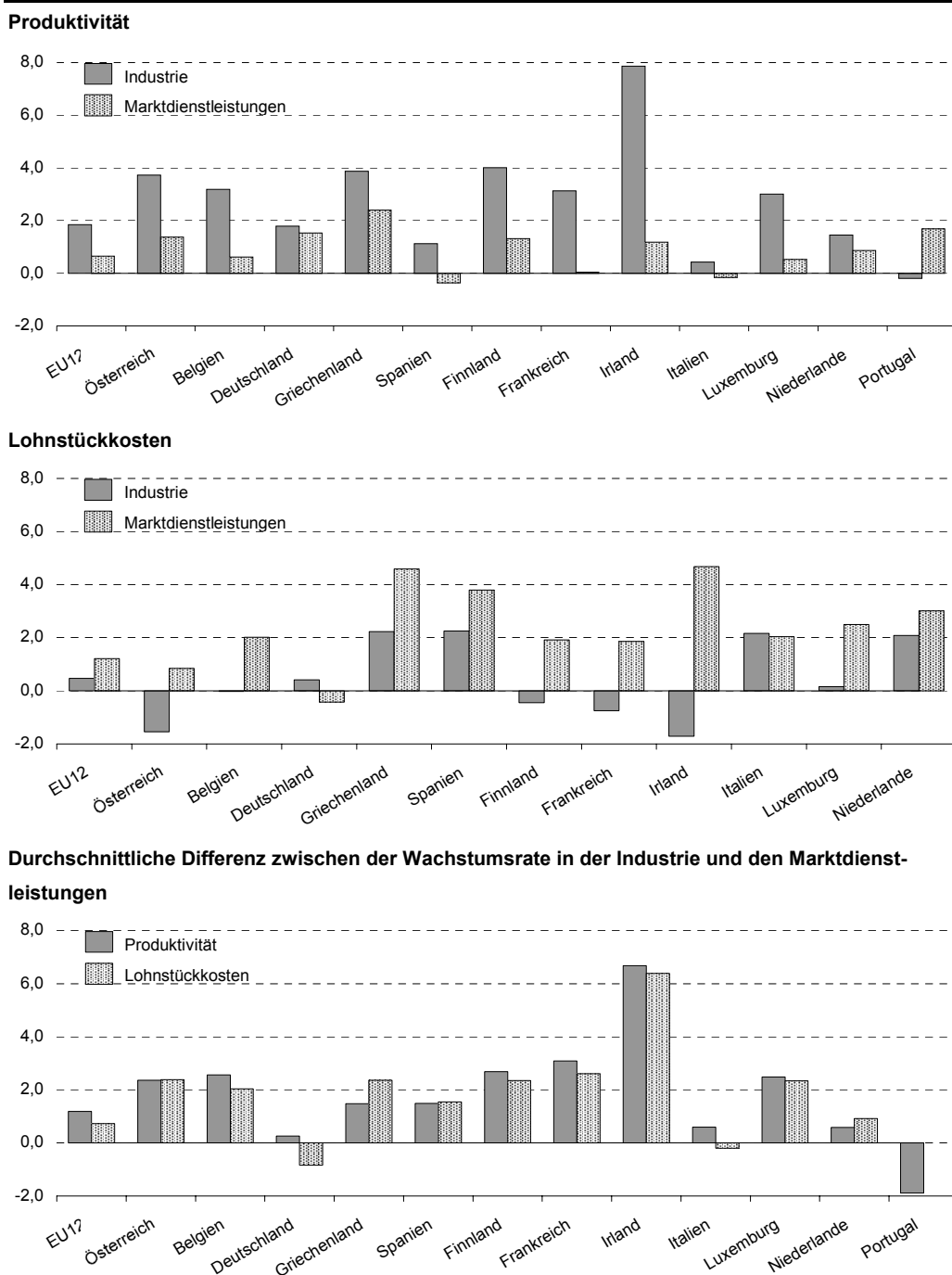
EU12



Quellen: Eurostat; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-4

Euroraum: Durchschnittliche jährliche Wachstumsraten der Produktivität¹ und der Lohnstückkosten in der Industrie und den Marktdienstleistungen 1996 bis 2003

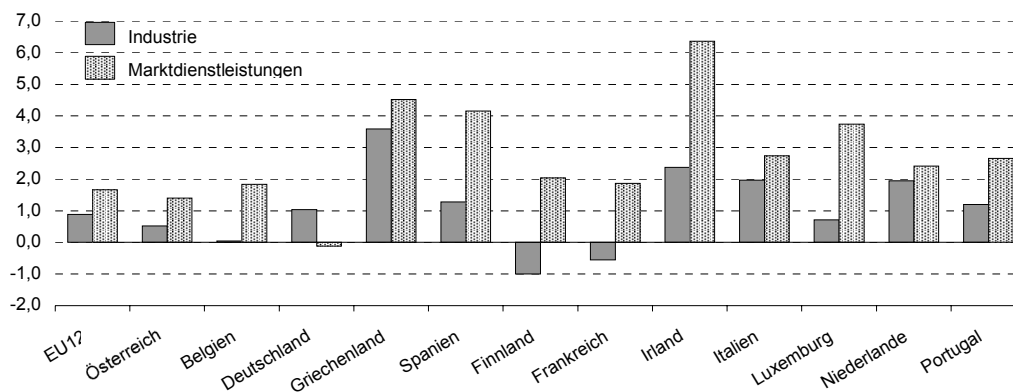
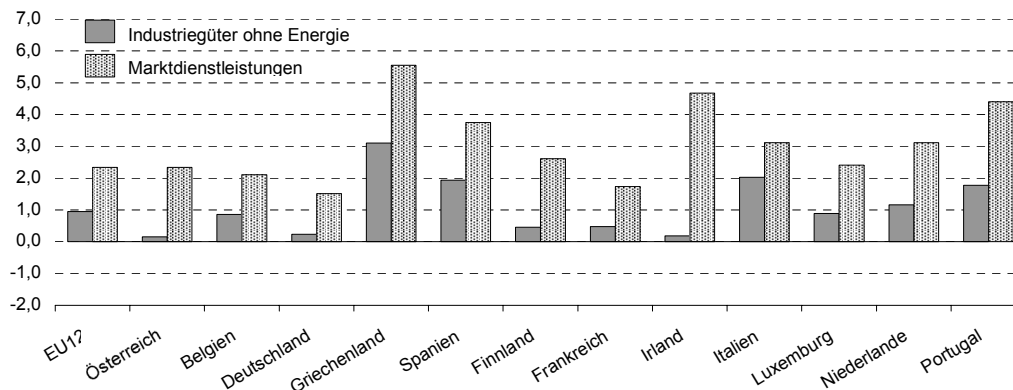


¹ Wertschöpfung je Beschäftigten.

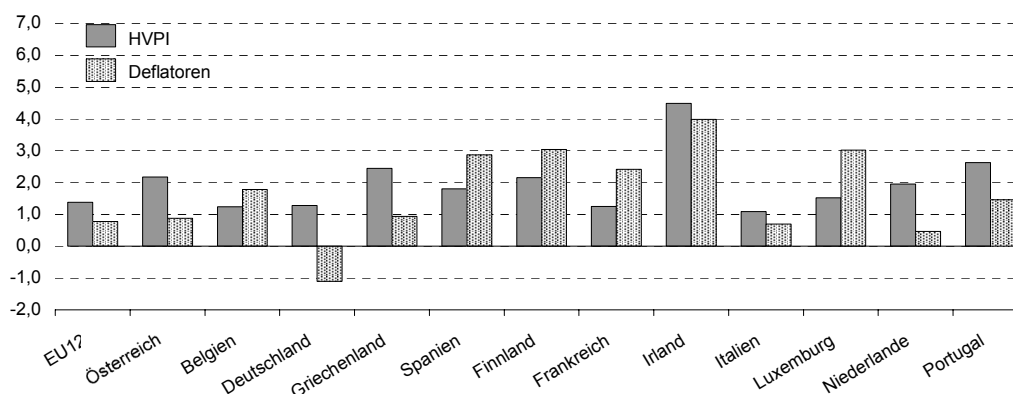
Quellen: Eurostat; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-5

Euroraum: Durchschnittliche jährliche Wachstumsraten der Deflatoren und der Komponenten des HVPI in der Industrie und den Marktdienstleistungen 1996 bis 2003

Deflatoren**HVPI**

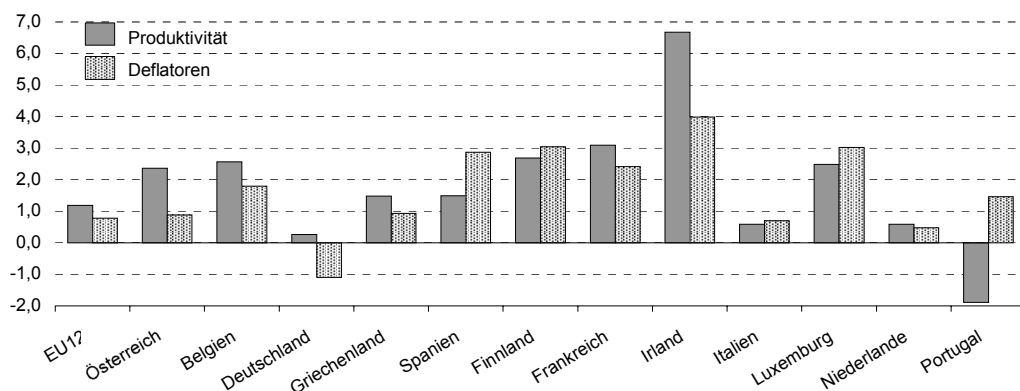
Differenz zwischen der Wachstumsrate in der Industrie bzw. den Industriegütern ohne Energie und den Marktdienstleistungen



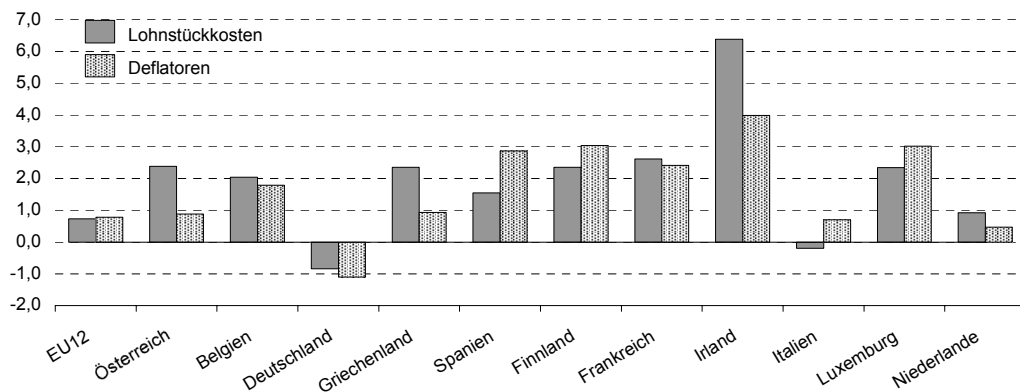
Quellen: Eurostat, Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-6
Euroraum: Wachstumsraten in der Industrie und den Marktdienstleistungen 1996 bis 2003 im Vergleich

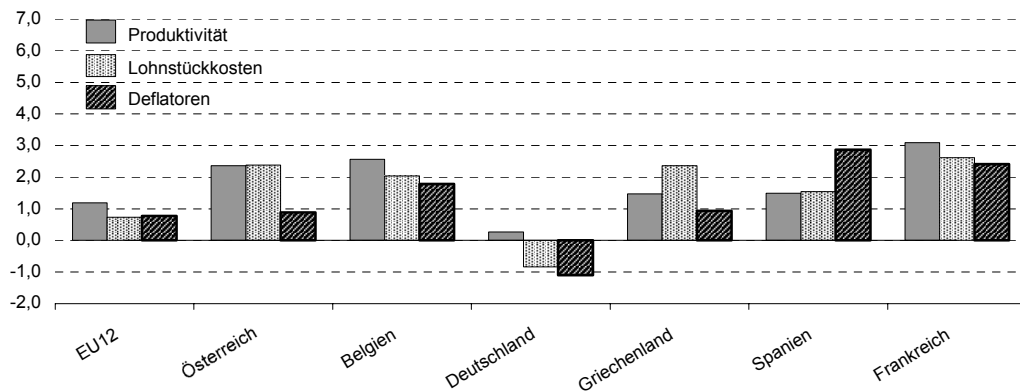
Produktivität und Deflatoren



Lohnstückkosten und Deflatoren



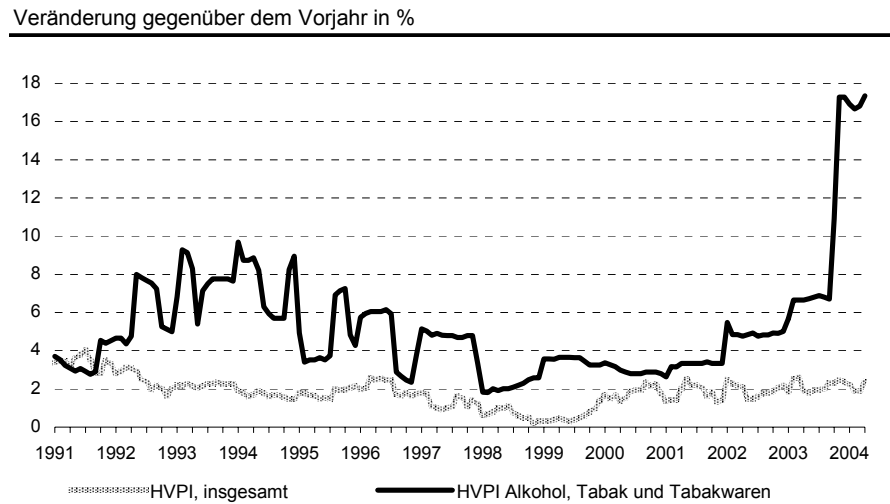
Produktivität, Lohnstückkosten und Deflatoren



1 Wertschöpfung je Beschäftigten.

Quellen: Eurostat, Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-7
Frankreich: Wachstumsrate des HVPI insgesamt und
des HVPI für Alkohol, Tabak und Tabakwaren



Quellen: Eurostat; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-8
Ölpreis Brent

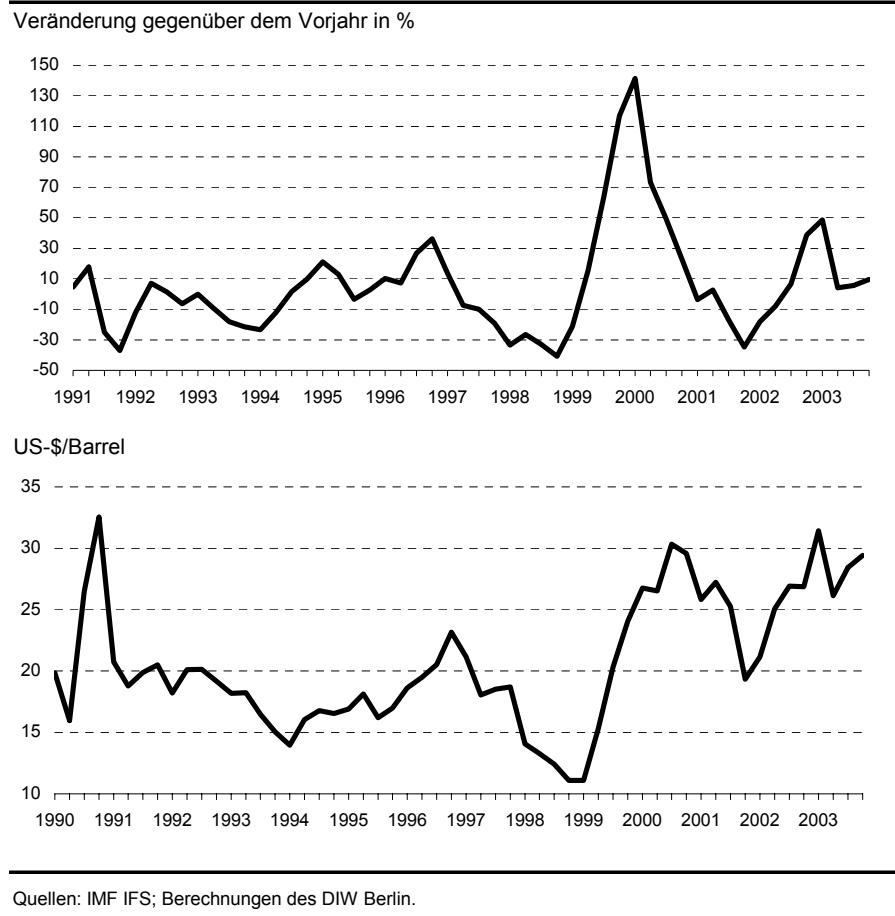
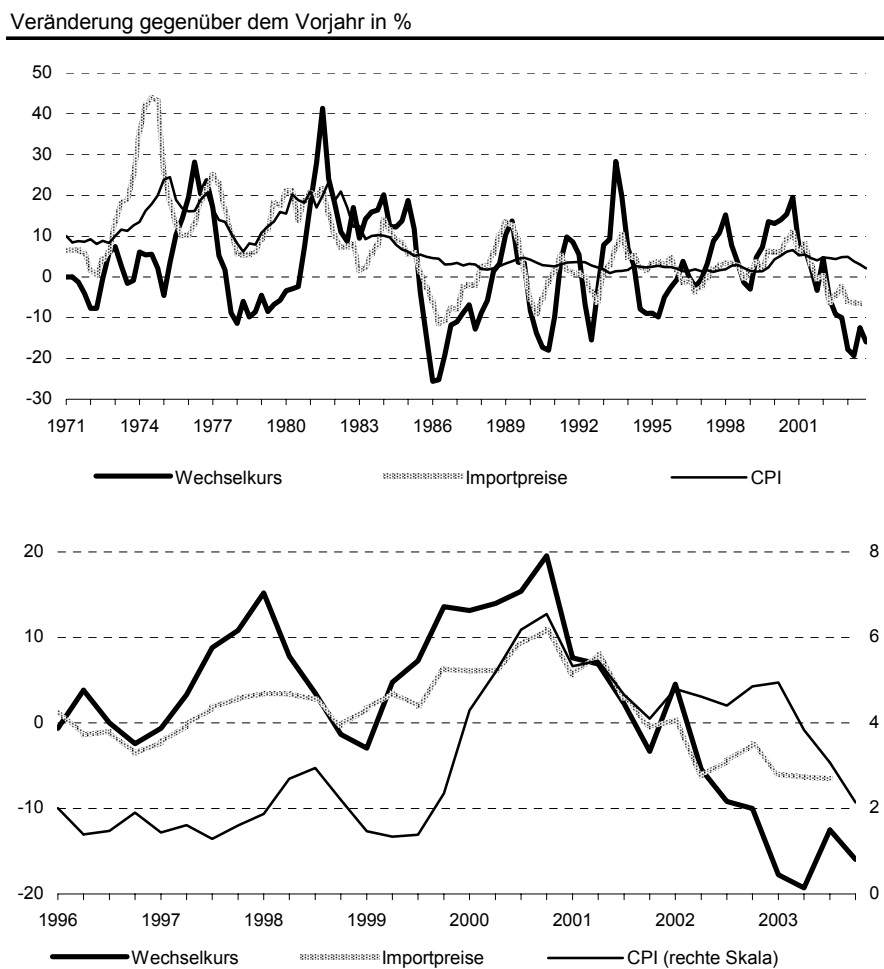
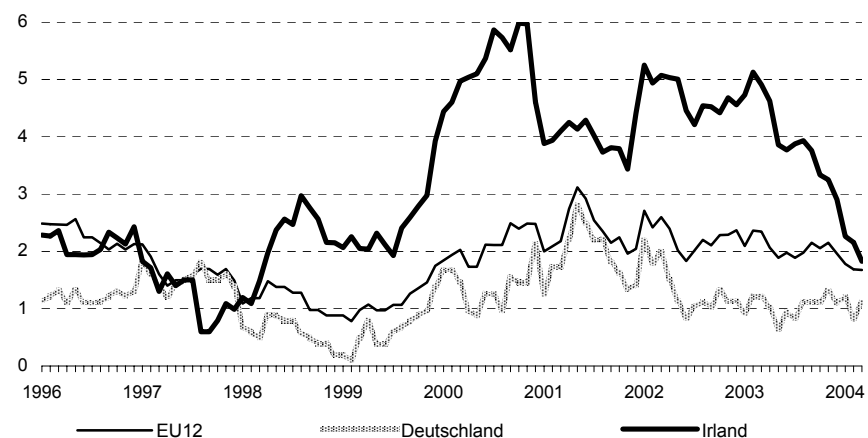


Abbildung 2-9
Irland: Wechselkurs, CPI und Importpreise



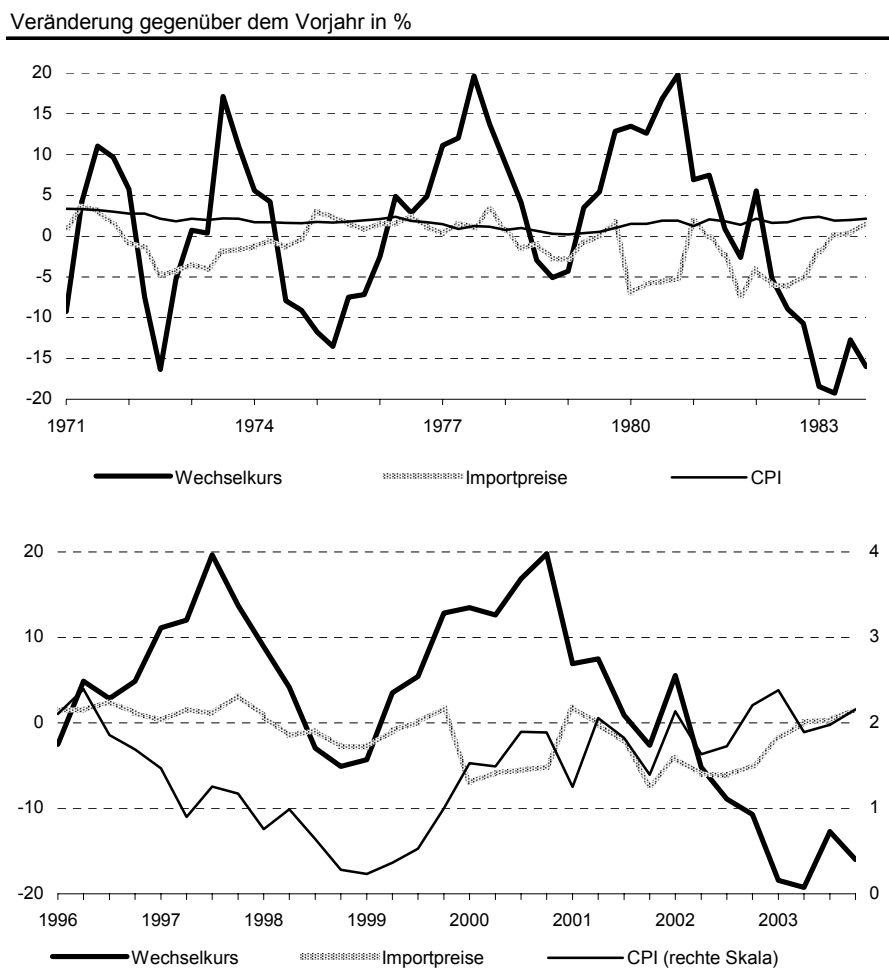
Deutschland, Irland Euroraum (EU12): Wachstumsrate des HVPI

Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %



Quellen: IMF IFS, Eurostat; Berechnungen des DIW Berlin.

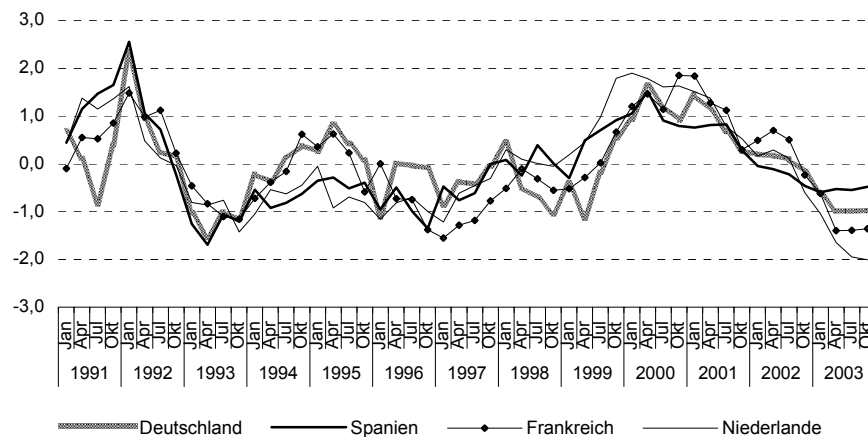
Abbildung 2-10
Frankreich: Wechselkurs, CPI und Importpreise



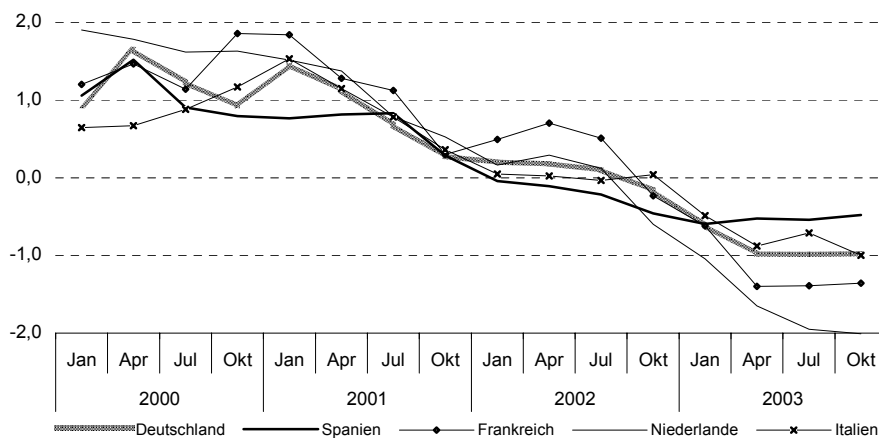
Quellen: IMF IFS, Eurostat; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-11
Produktionslücke und HVPI¹, 1991 – 2003 I

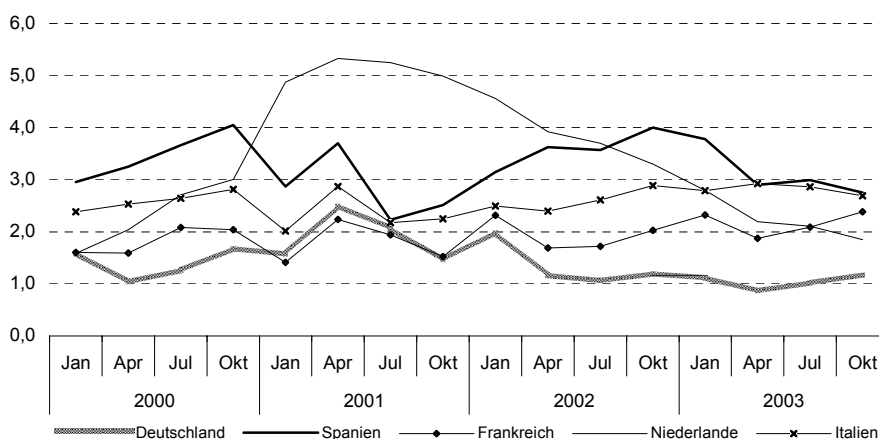
Produktionslücke Deutschland, Frankreich, Spanien, Niederlande, 1991-2003



Produktionslücke Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien, Niederlande, 2000-03



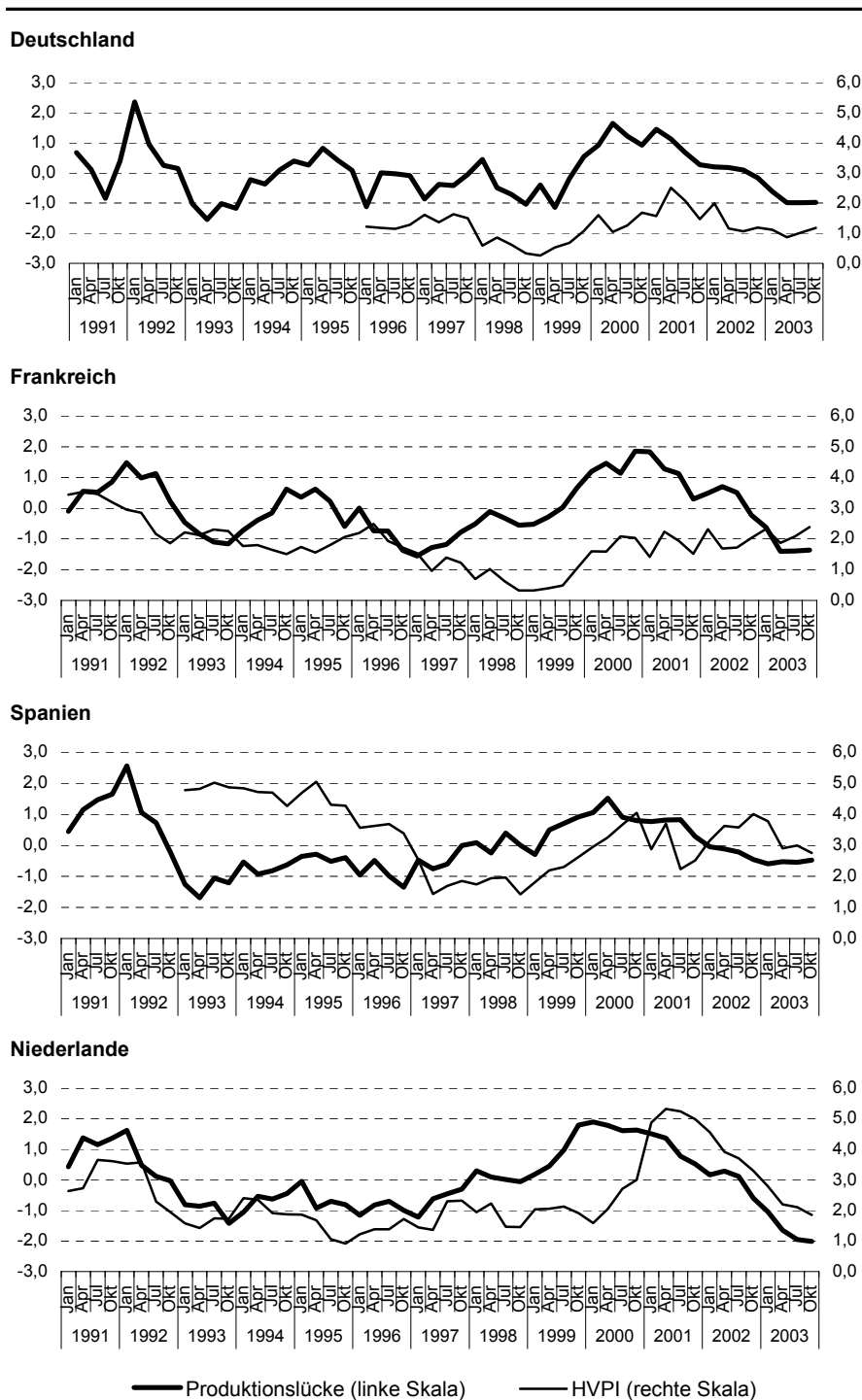
HVPI, 2000-2003



¹ Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahr in %

Quellen: Eurostat; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-12
Produktionslücke und HVPI¹, 1991 bis 2003 II



¹ Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahr in %

Quellen: Eurostat; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-13
Deutschland: Leistungsbilanzdefizite in Prozent des BIP

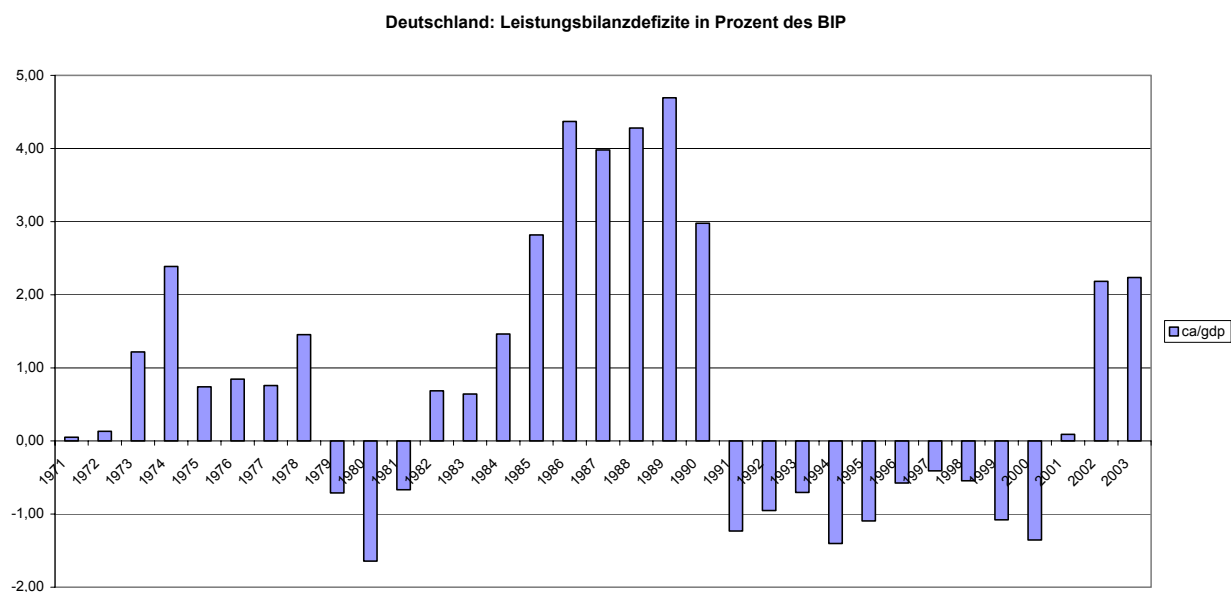


Abbildung 2-14
Realer Wechselkurs DE zu FR, US, UK, IT, NL, AT, BE, ES, Anstieg = reale Abwertung

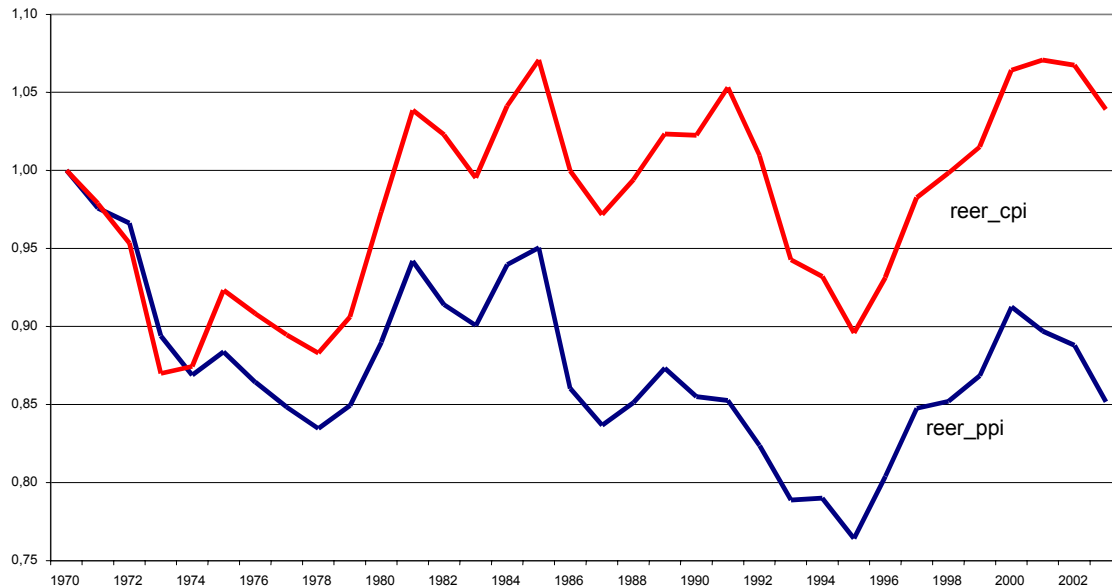


Abbildung 2-15

Realer Wechselkurs DE zu FR, IT, NL, AT, BE, ES; Anstieg = reale Abwertung

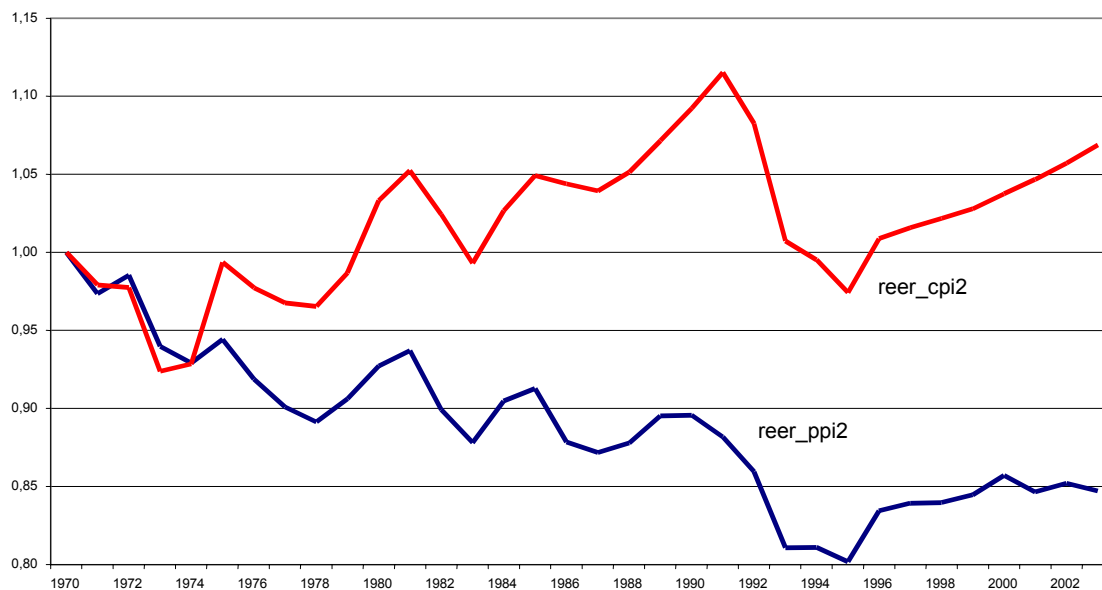


Abbildung 2-16

Realer Wechselkurs DE zu IT; Anstieg = reale Abwertung

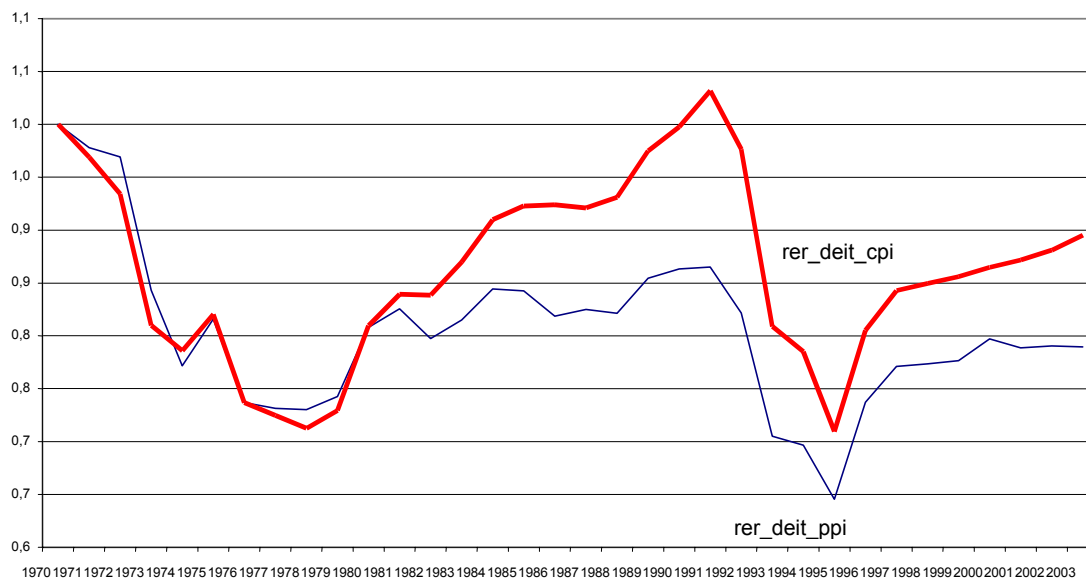


Abbildung 2-17
Realer Wechselkurs DE zu ES; Anstieg = reale Abwertung

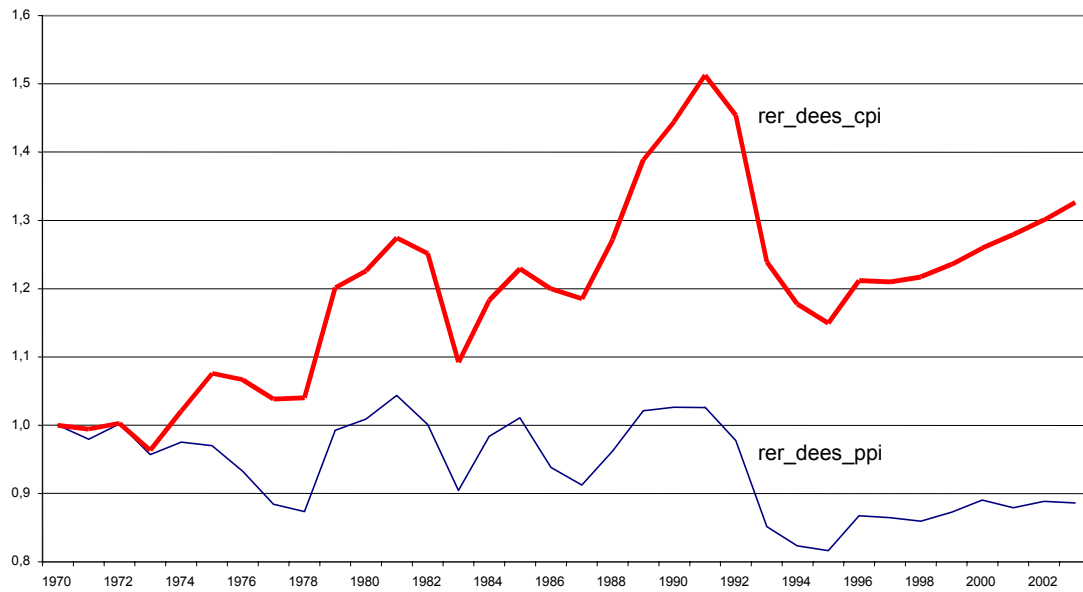


Abbildung 2-18
Realer Wechselkurs DE zu NL; Anstieg = reale Abwertung

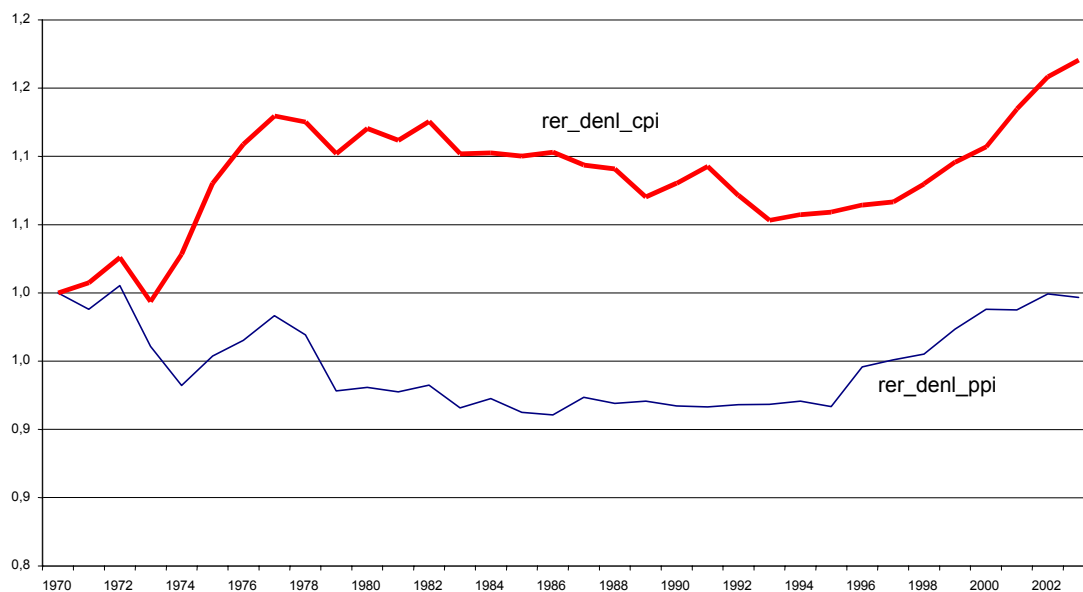


Abbildung 2-19
Realer Wechselkurs DE zu FR; Anstieg = reale Abwertung

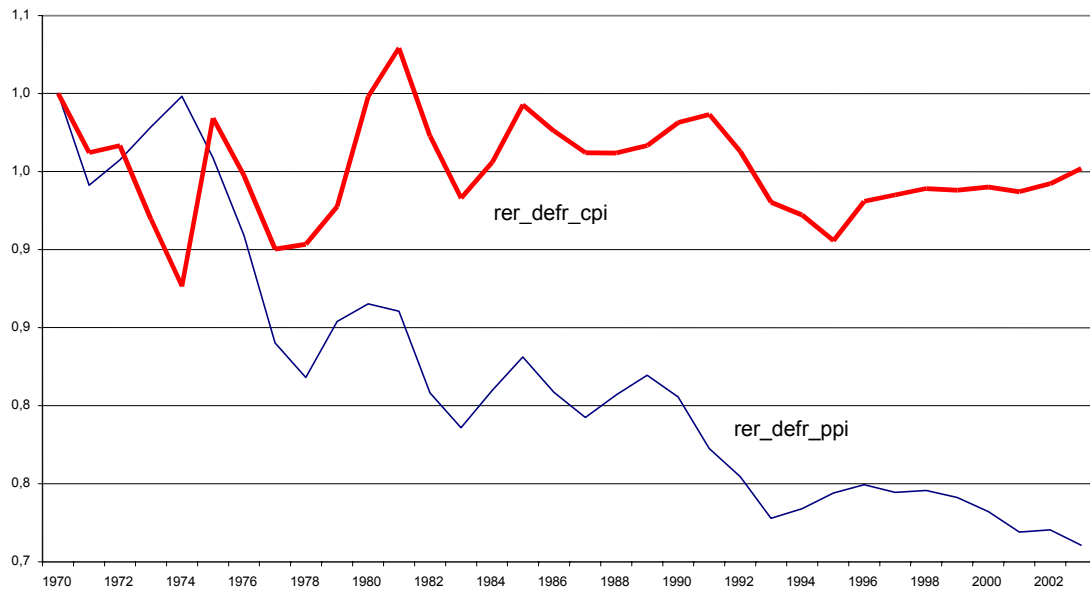


Abbildung 2-20
Realer Wechselkurs DE zu BE; Anstieg = reale Abwertung

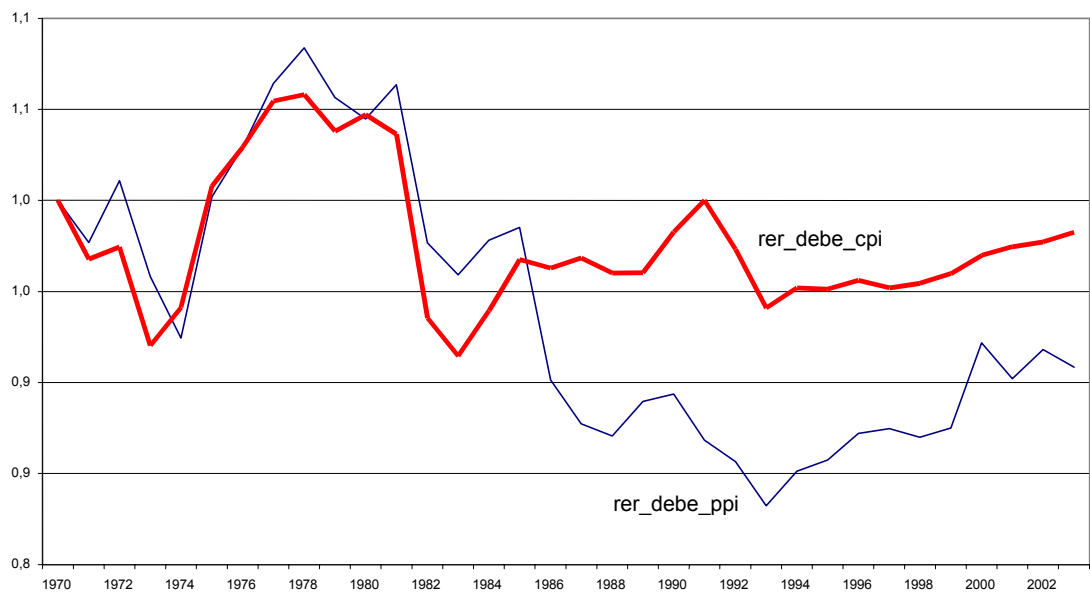


Abbildung 2-21
Realer Wechselkurs DE zu AT; Anstieg = reale Abwertung

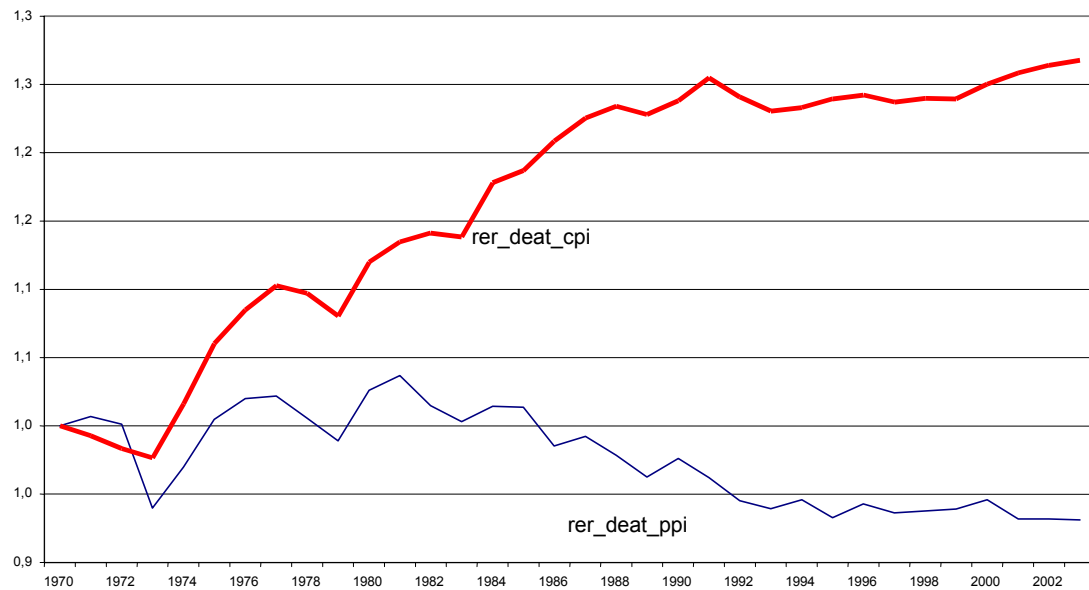


Abbildung 2-22
Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Deutschland

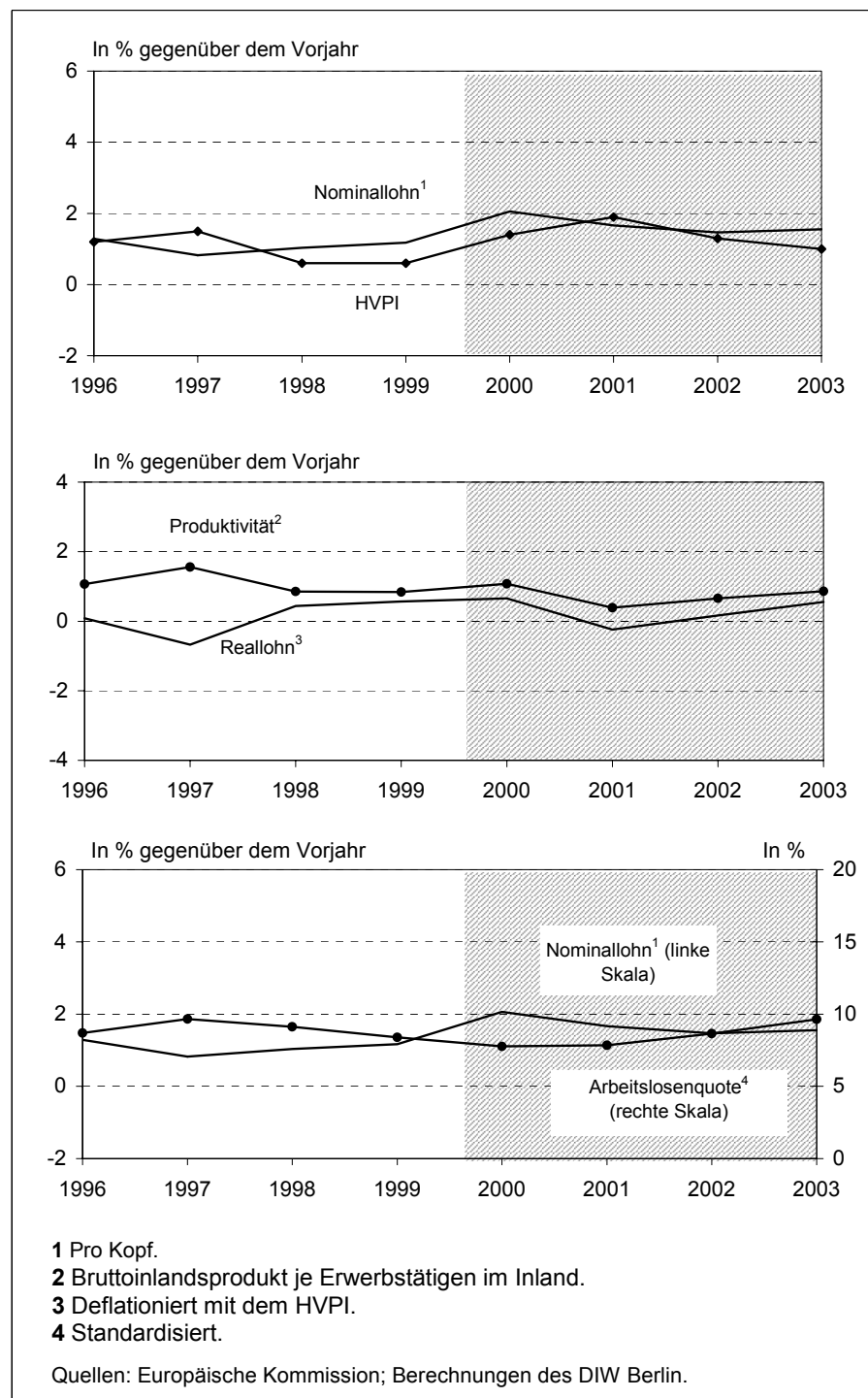


Abbildung 2-23
Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Frankreich

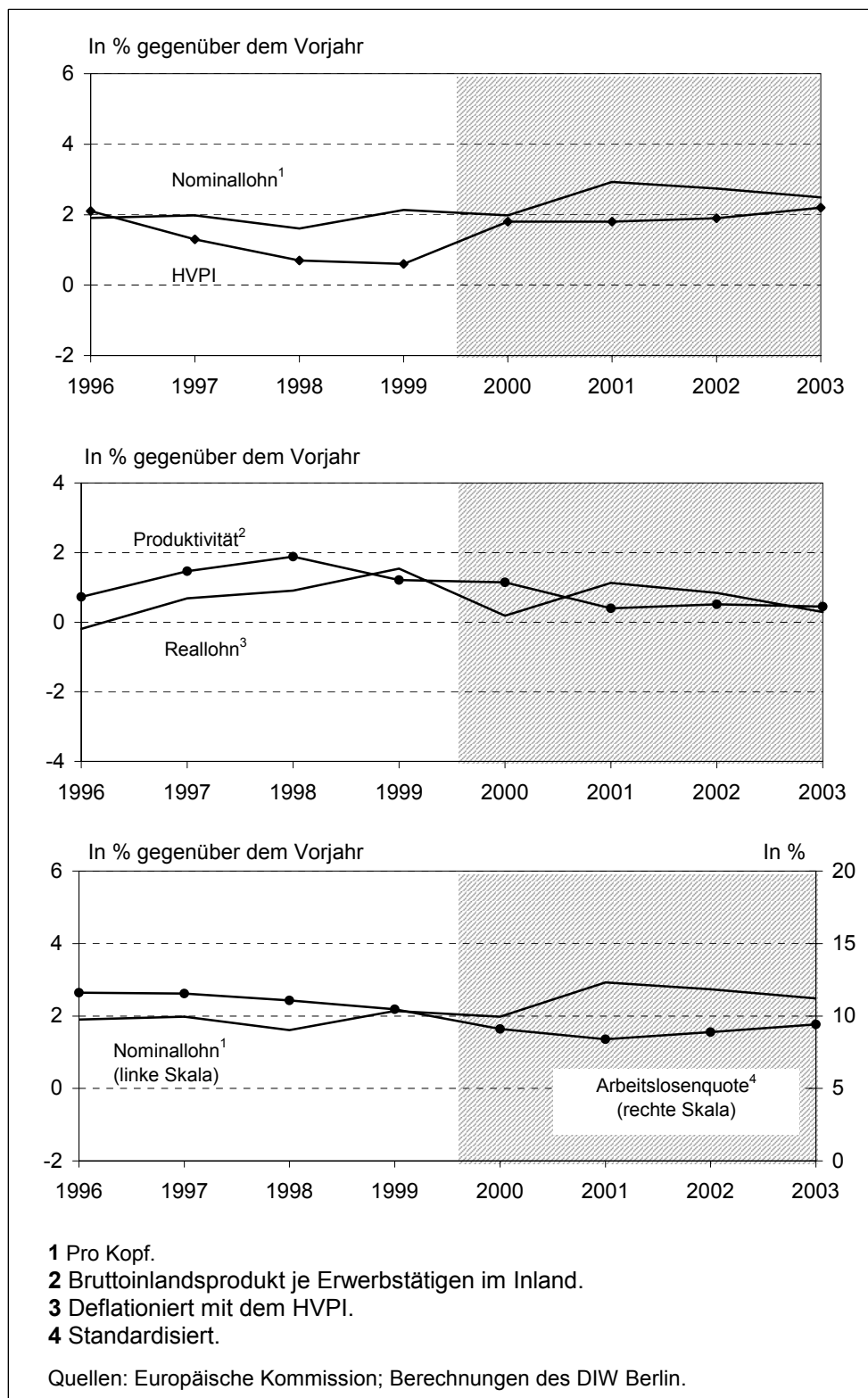


Abbildung 2-24
Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Italien

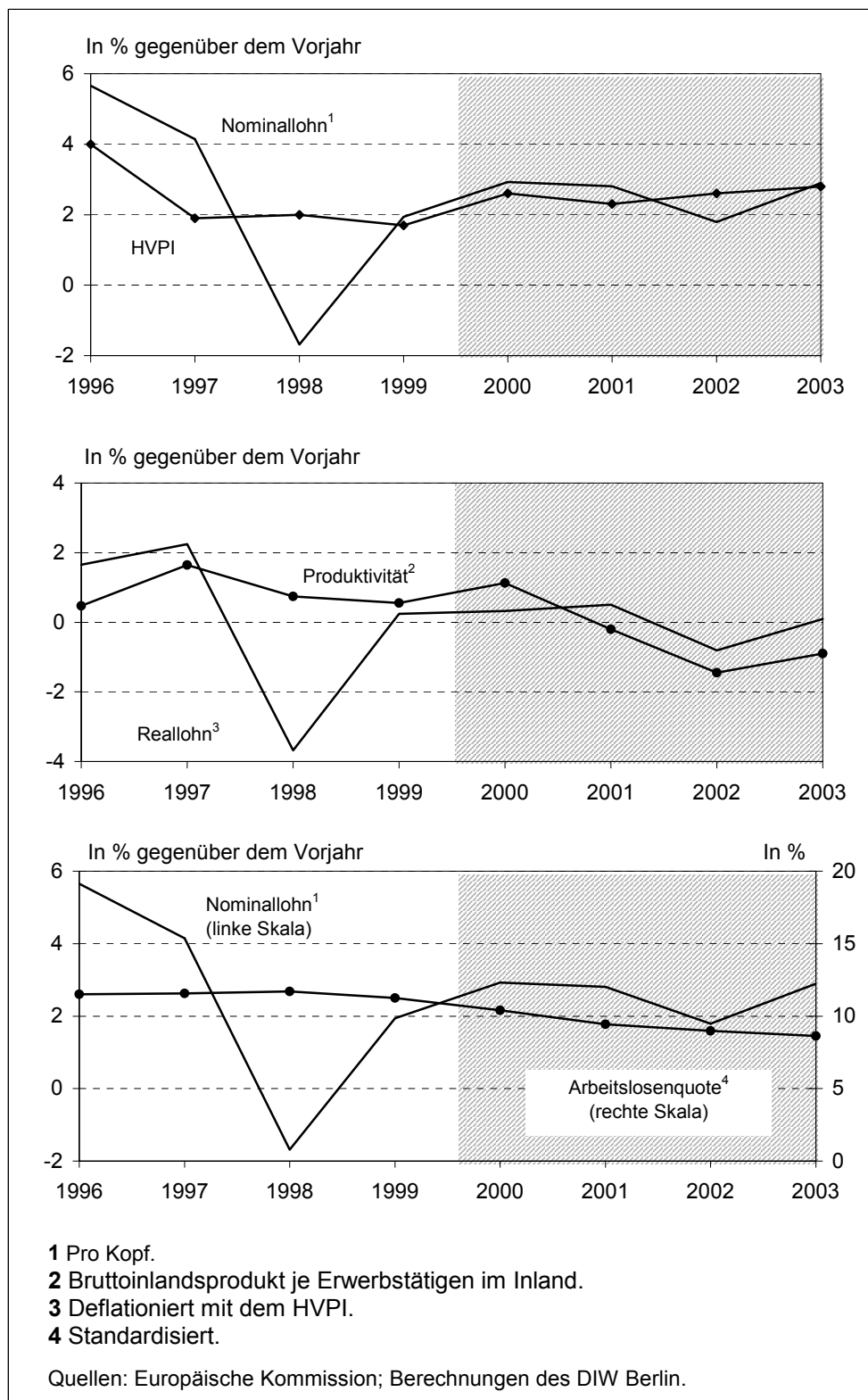


Abbildung 2-25
Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Niederlande

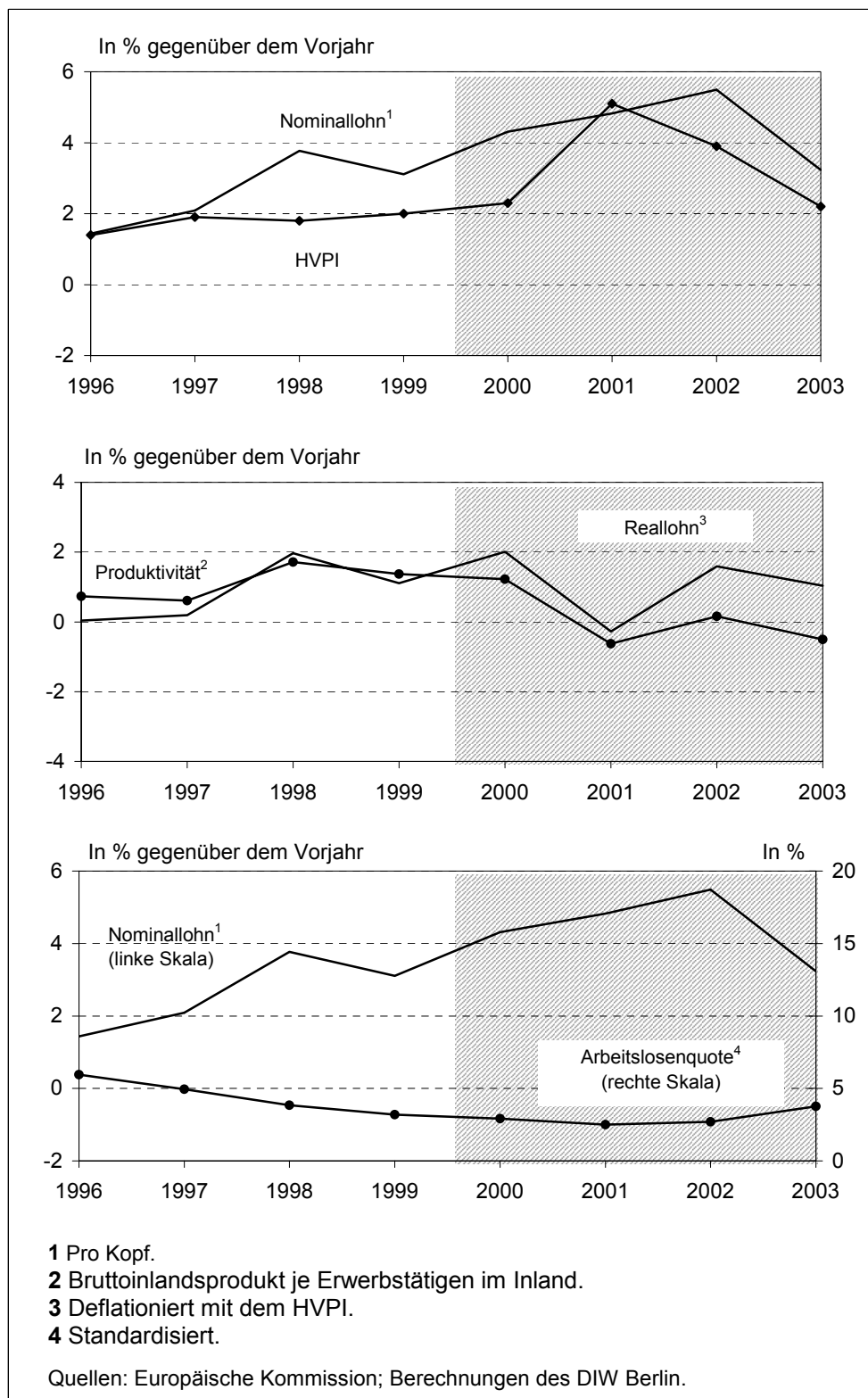


Abbildung 2-26
Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Spanien

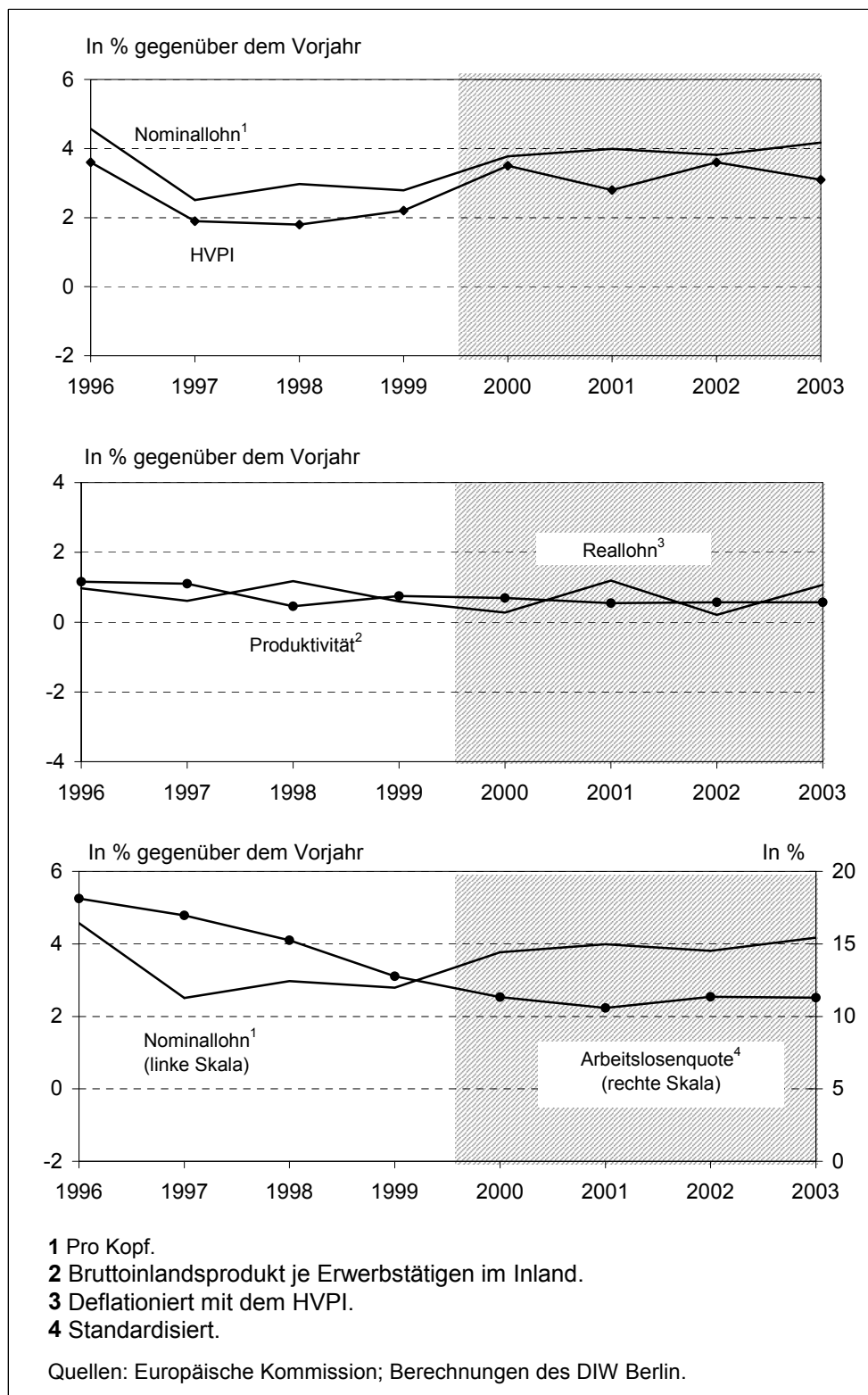


Abbildung 2-27
Entwicklung des Wachstums¹ in Europa

In % gegenüber dem Vorjahr

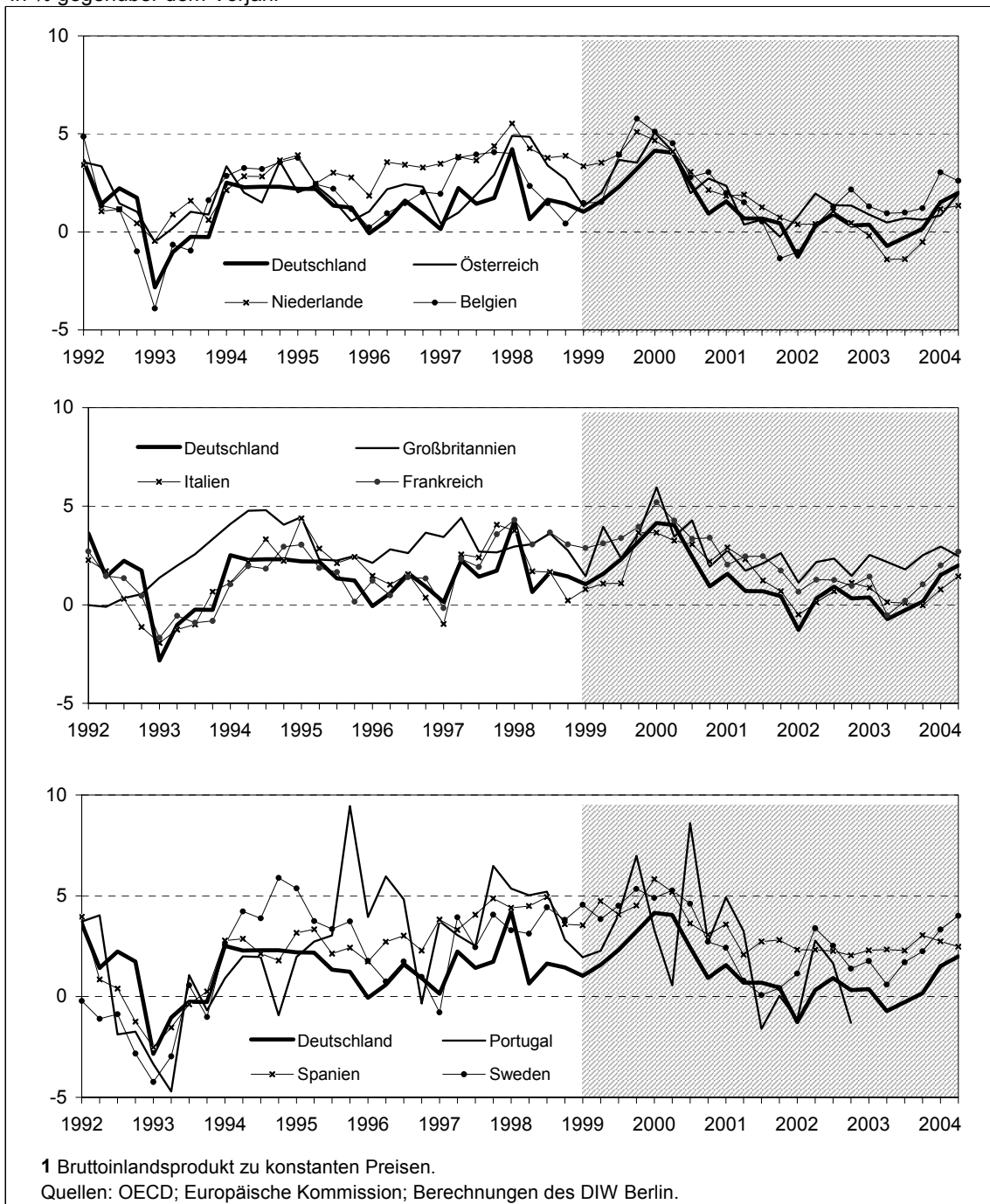


Abbildung 2-28
Entwicklung der Produktivität¹ in Europa

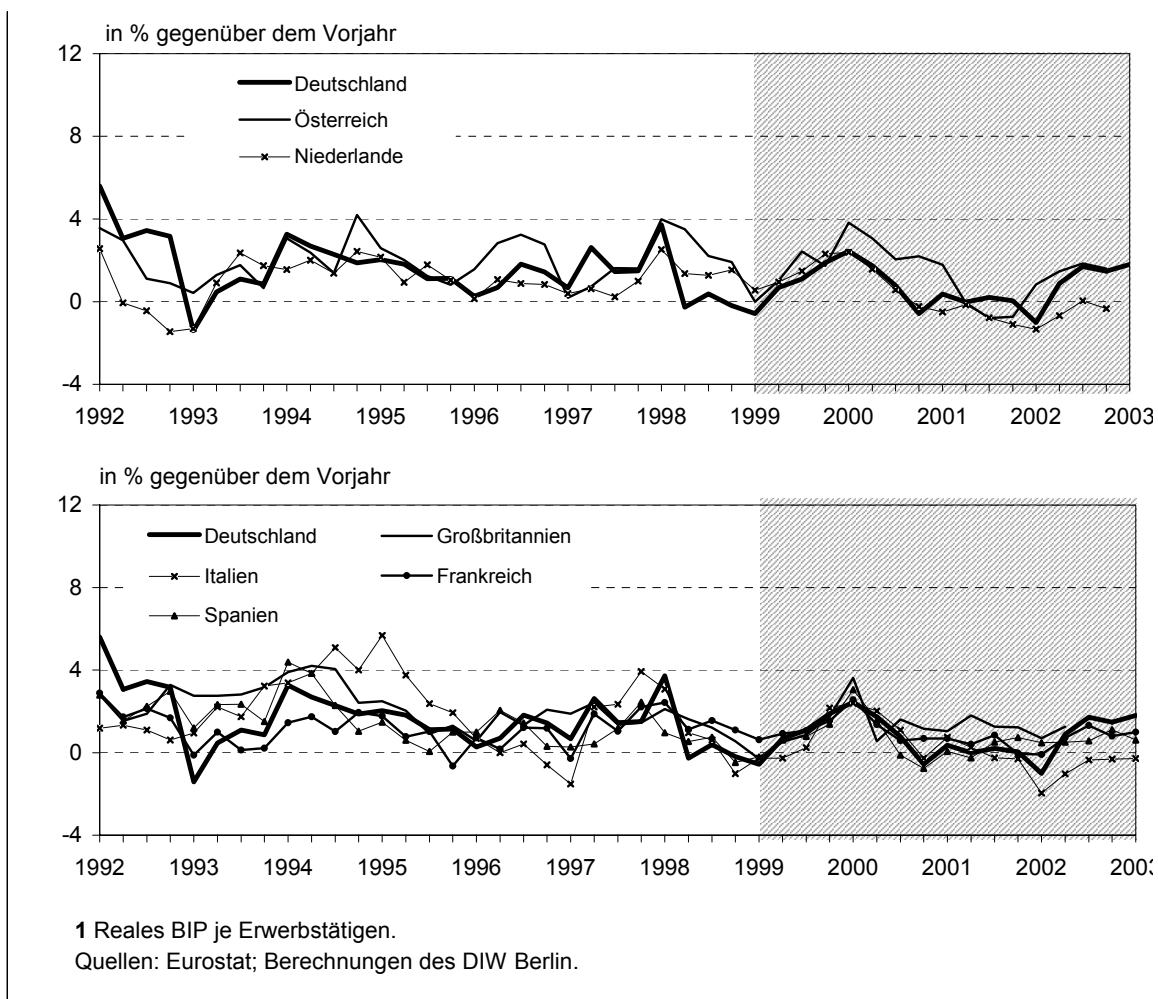


Abbildung 2-29
Entwicklung der Arbeitslosenquoten¹ in Europa

In %

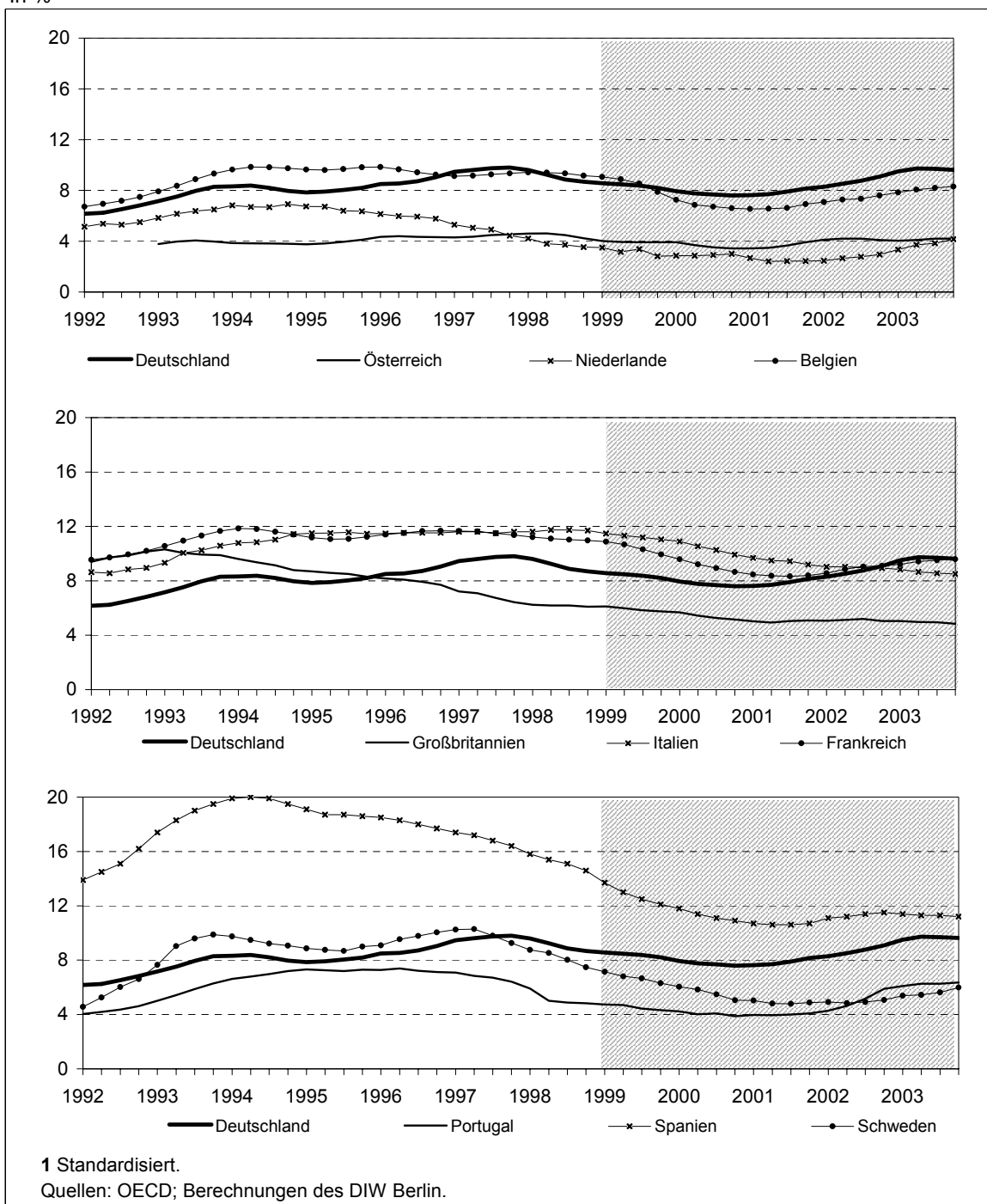
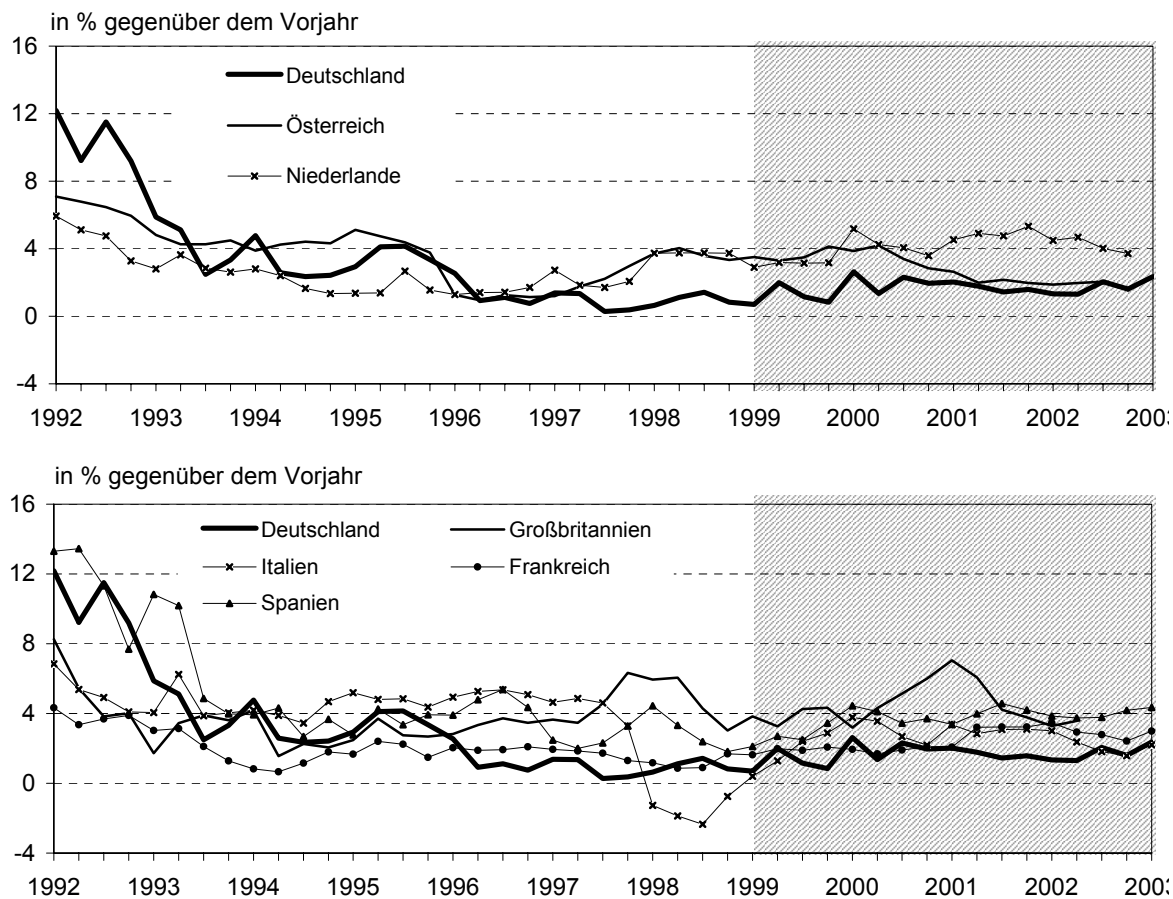


Abbildung 2-30
Entwicklung der Lohnkosten je Beschäftigten¹ in Europa



¹ Arbeitnehmerentgelte je Beschäftigten.

Quellen: Eurostat; ONS; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-31
Einflussgrößen der Lohnentwicklung – Europäische Währungsunion

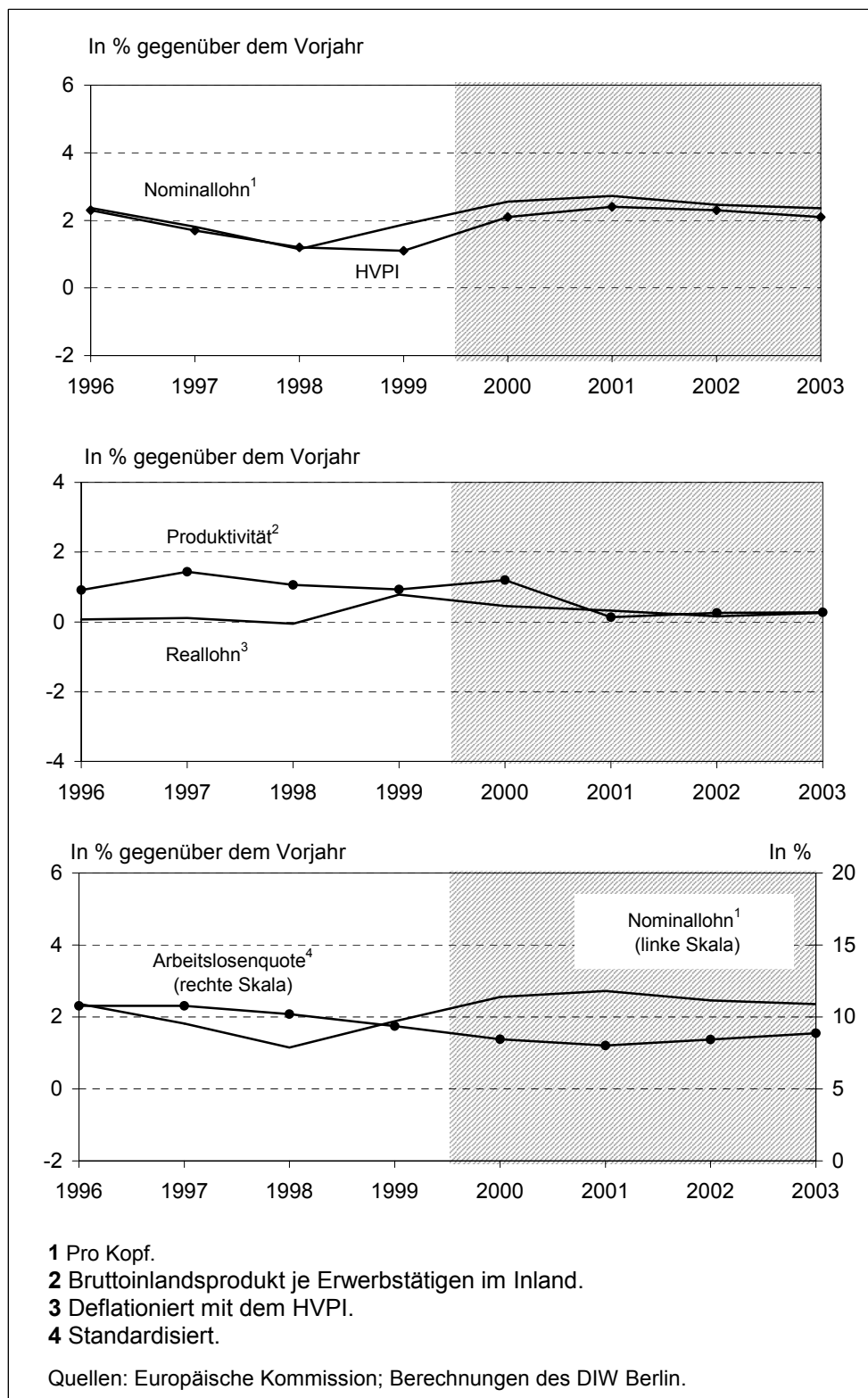


Abbildung 2-32
Entwicklung der Lohnstückkosten in Europa

1995=100

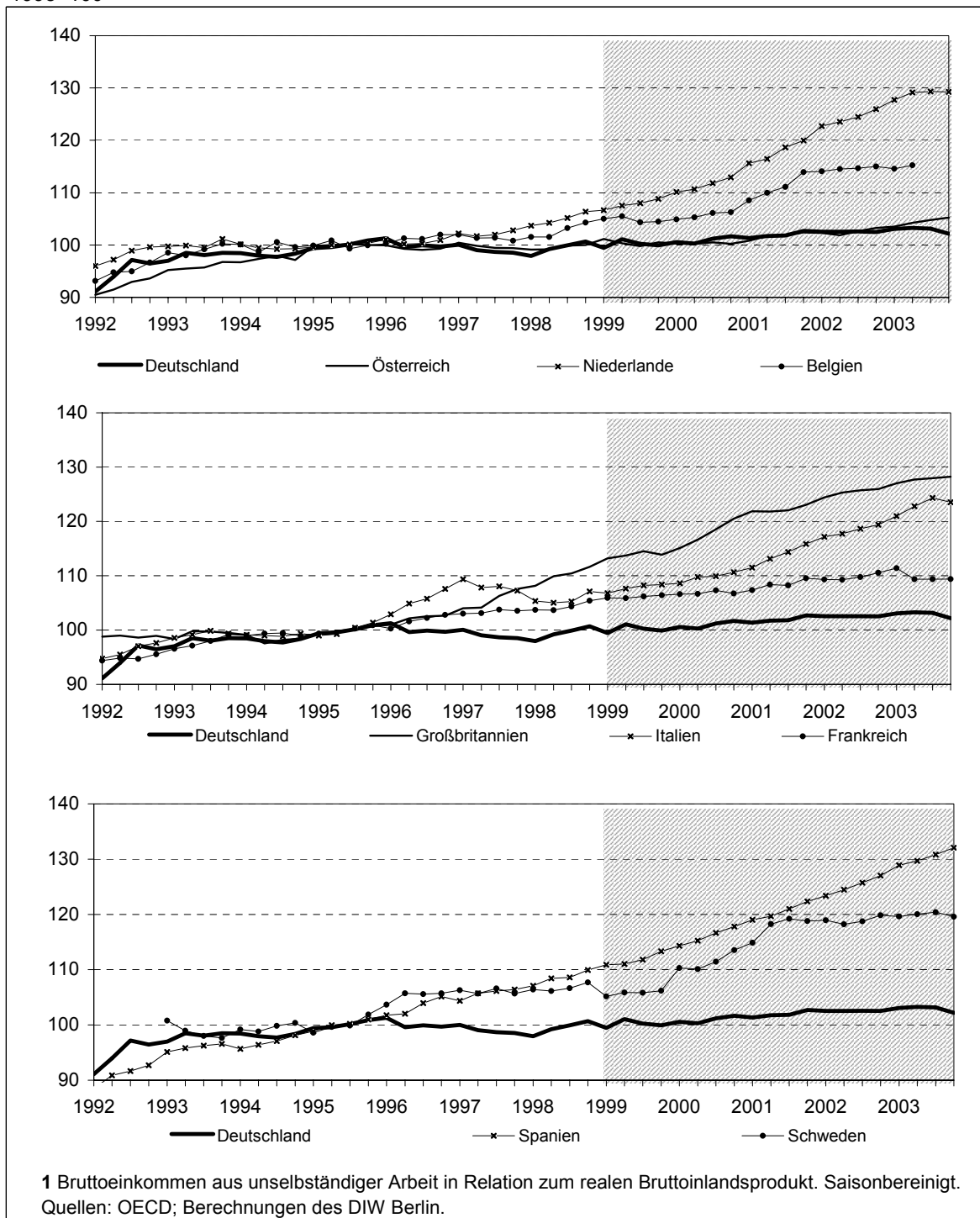


Abbildung 2-33
Entwicklung der realen Lohnstückkosten¹ in Europa

1995=100

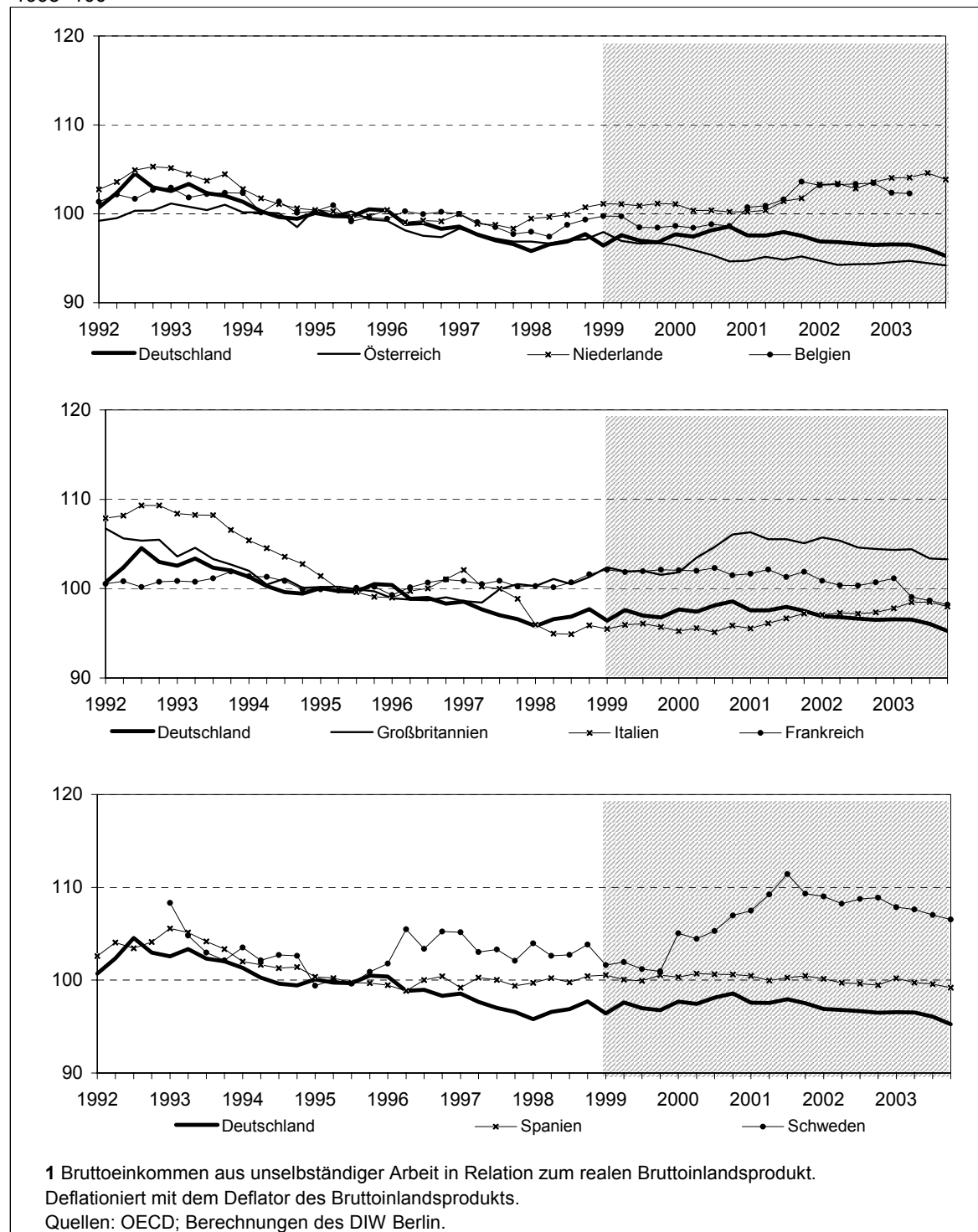


Abbildung 2-34
Entwicklung des privaten Verbrauchs¹ in Europa

1995=100

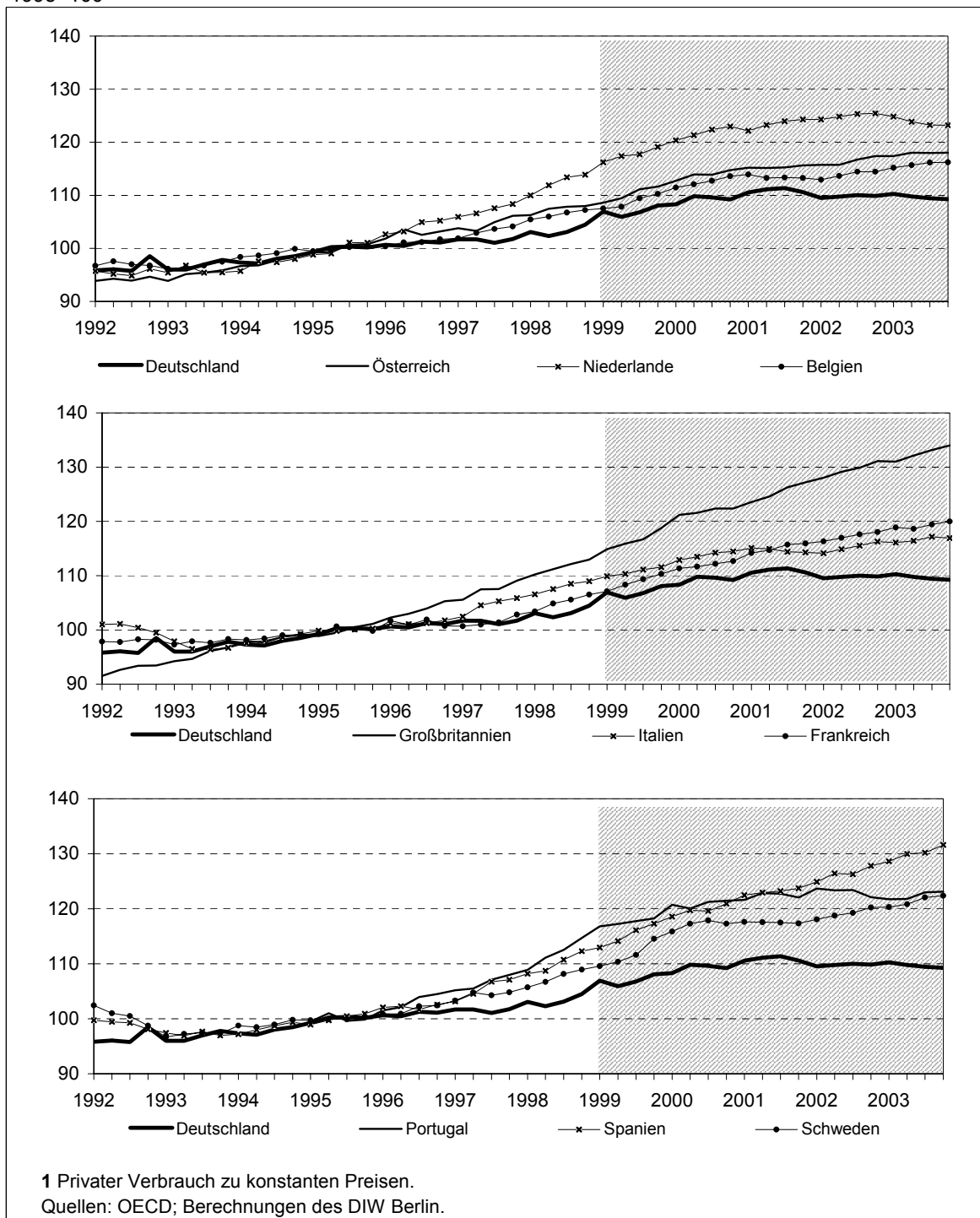


Abbildung 2-35
Entwicklung der Unternehmens- und Vermögenseinkommen¹ in Europa

1995=100

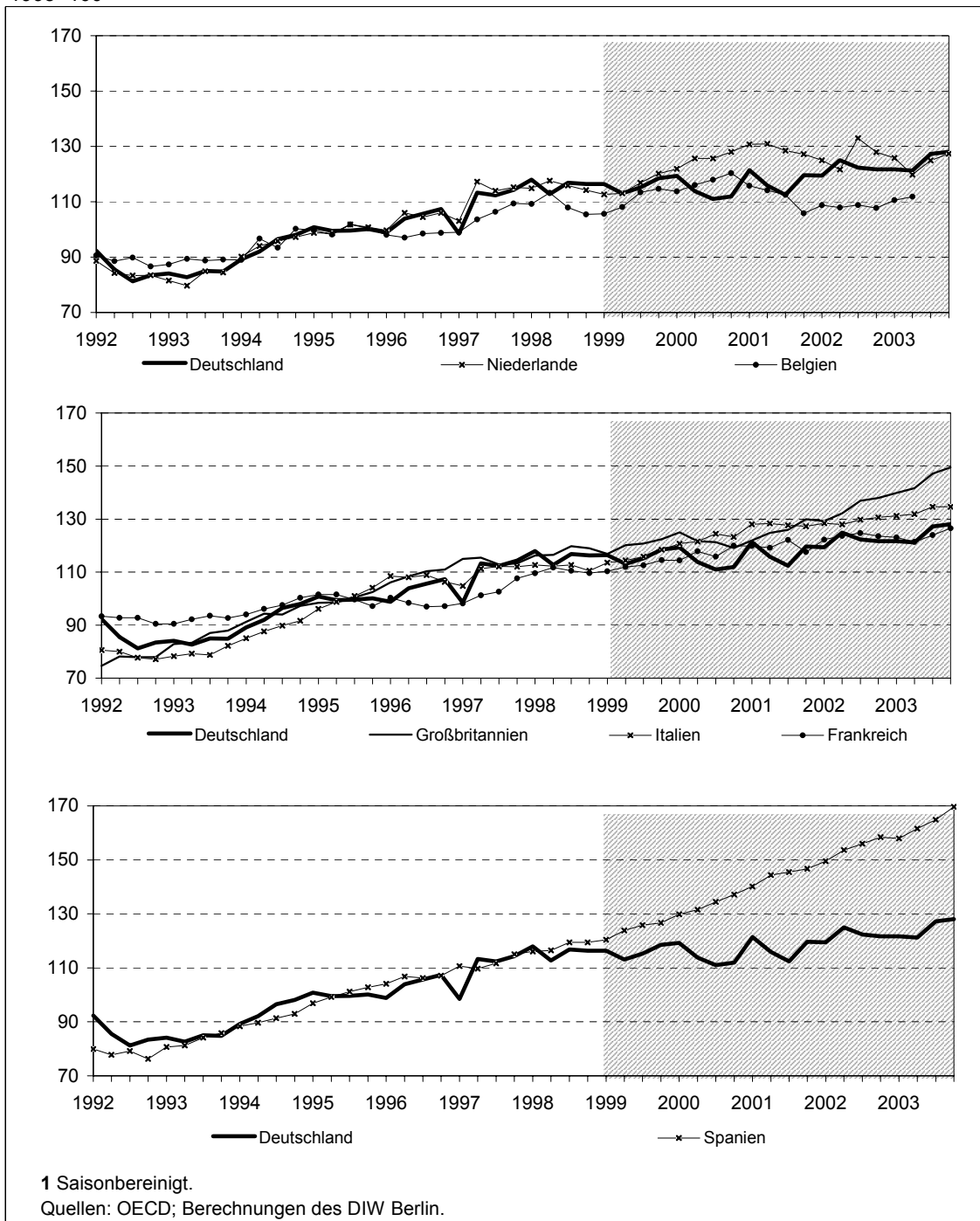
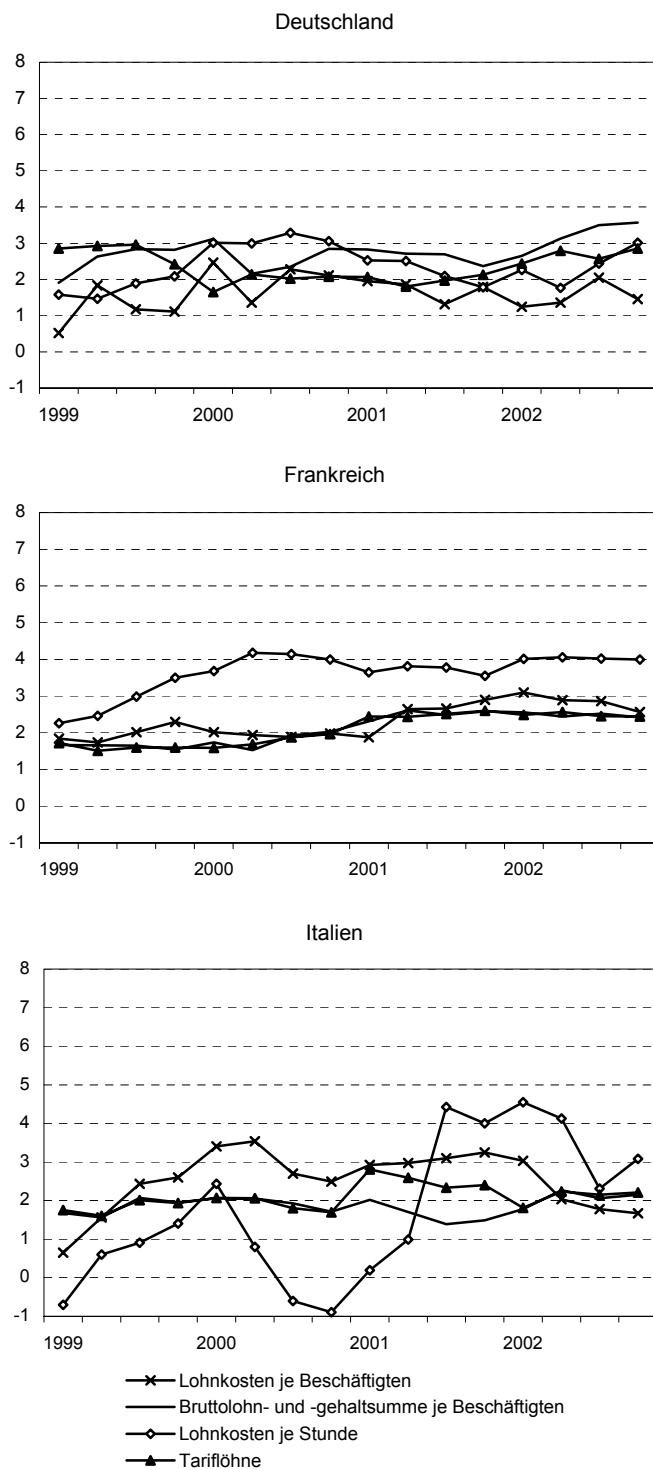


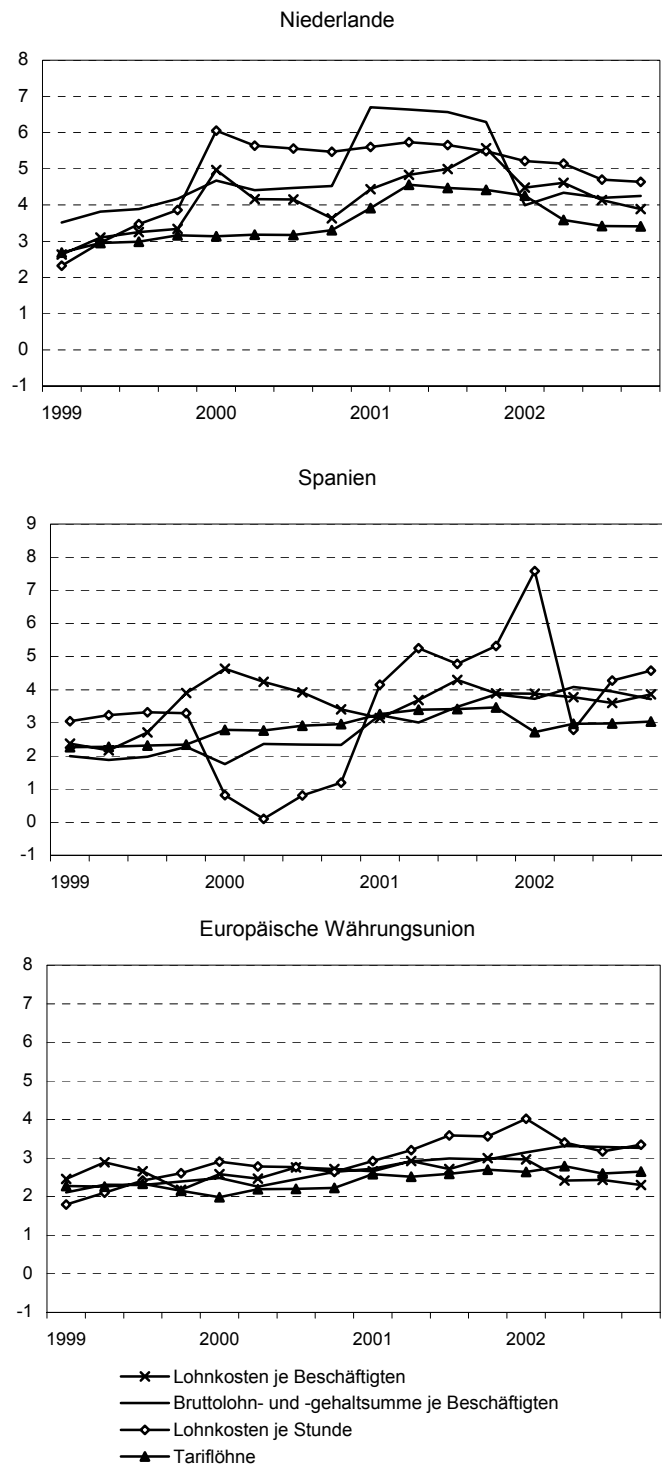
Abbildung 2-36
Lohnindikatoren¹ I



¹ Veränderungen gegenüber dem Vorjahr in %.

Quellen: Eurostat; EZB; Bundesbank; INSEE; ISTAT; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 2-37
Lohnindikatoren¹ II



¹ Veränderungen gegenüber dem Vorjahr in %.

Quellen: Eurostat; EZB; Bundesbank; INSEE; ISTAT; Berechnungen des DIW Berlin.

3 Lohn-, Preis- und Beschäftigungsreaktionen und außenwirtschaftliche Wirkungszusammenhänge in der EWU

3.1 Lohn-, Preis Preisgleichung: Einfluss der Lohnstückkosten auf die Inflationsraten - und Beschäftigungsreaktionen in der EWU

In diesem Kapitel sollen die Lohn- und Preisbildungsprozesse sowie ihre Konsequenzen für die Beschäftigungsentwicklung in ausgewählten Ländern der EWU ökonometrisch geschätzt werden. Damit werden hier einige Hypothesen von Kapitel 2 überprüft. Bei allen drei Gleichungen (für Löhne, Preise und Beschäftigung) wird von einem gemeinsamen Rahmen für alle vier Länder (Deutschland, Frankreich, Spanien und die Niederlande) ausgegangen. Das heißt, dass in allen Ländern von derselben Schätzspezifikation ausgegangen wird, sofern die Daten verfügbar sind. Differenzen ergeben sich dann nur in den geschätzten Koeffizienten. Wie oben mehrfach betont, wird in einer Währungsunion die Verarbeitung von Schocks wesentlich durch die Anpassungsmechanismen bei den Löhnen und Preisen bestimmt.

Diese Anpassungen werden in den untersuchten Gleichungen an drei Merkmalen identifiziert: zum einen an der Höhe der langfristigen Elastizität der jeweiligen Bestimmungsfaktoren, die in der Kointegrationsbeziehung identifiziert wird. Man erwartet zum Beispiel, dass in einem kleinen offenen Land wie den Niederlanden die Preise stärker auf die Importpreise reagieren als in einem größeren und/oder geschlosseneren Land wie z.B. Frankreich. In diesem Beispiel sollte sich dies in einem relativ höheren Einfluss der Importpreise in der niederländischen Preisgleichung widerspiegeln. Zum zweiten gibt der sog. Ladungskoeffizient die Geschwindigkeit der Rückkehr zum Gleichgewicht an. Hier wird das Gleichgewicht (im Sinne eines steady state) durch die Kointegrationsbeziehung beschrieben und der Ladungskoeffizient gibt an, wie schnell Abweichungen (sogenannte „Fehler“) vom langfristigen Gleichgewicht korrigiert werden. Ein Ladungskoeffizient von 0,5 besagt, dass nach einem Jahr bereits 87% des Schocks zurückgebildet sind; bei einem Koeffizienten von 0,2 sind es nur 49%. Zum Dritten wird durch die Modellierung der Kurzfristbeziehung in den Fehlerkorrekturgleichungen die Art der Anpassung beschrieben; vor allem wird damit geschätzt, ob zuerst ein Überschießen des Gleichgewichts stattfindet (mit anschließendem Einpendeln zum Gleichgewicht) oder ob sich die Anpassung allmählich vollzieht.

Diese drei Aspekte lassen sich in Partialsimulationen besser darstellen als in den Einzelgleichungen; deshalb konzentriert sich hier die Analyse auf die grafische Darstellung von Partialsimulationen. Details zu den Gleichungen sind im Anhang zu finden.

3.1.1 Lohngleichung

Eine wichtige Frage im Rahmen dieses Gutachtens ist die, ob mit dem Eintritt in die Währungsunion eine Änderung der Lohnbildung stattgefunden hat. Diese Frage soll mit zwei Arten von Tests beantwortet werden. Die erste Serie von Tests bezieht sich unmittelbar auf die Kointegrationsbeziehungen ohne Berücksichtigung kurzfristiger Einflüsse. Die zweite Art von Tests wird auf

die Fehlerkorrekturgleichung – also unter Berücksichtigung kurzfristiger Einflüsse – mit Cusum-Tests, Reset-Tests, rekursiven Schätzungen und Out-of-Sample-Prognosen angewendet. Alle Ergebnisse befinden sich im Anhang. Der Leser, der sich für die Details interessiert, sei hierauf verwiesen. Die Schlussfolgerung der Analysen ist, dass keine besondere Instabilität am Ende des Schätzzeitraums – das sind hier die Jahre seit Bestehen der Währungsunion (1999-2003) – festgestellt werden kann. Damit kann die Frage klar beantwortet werden: In allen vier Ländern kann keine nennenswerte Änderung der Lohnbildung seit Beginn der Währungsunion beobachtet werden. Gleichwohl konnten Instabilitäten zu anderen Zeitpunkten manchmal festgestellt werden.

Im vorangegangenen Kapitel wurde hergeleitet, dass sich die ideale Lohnbildung in der EWU nicht an der tatsächlichen Preisentwicklung ausrichten sollte, sondern an der EZB-Zielinflationsrate von (maximal) 2%. Die mittelfristige Produktivitätsentwicklung sollte dabei zusätzlich berücksichtigt werden. Damit bräuchte die Arbeitslosigkeit nicht mehr die Rolle des Gegengewichts zu spielen, da inflationäre Tendenzen aus Zweitrunden-Effekten gar nicht erst entstehen würden. Diese ideale normative Lohnformel hat aber keineswegs den Anspruch, die Realität der Lohnfindung in der EWU beschreiben zu können. Somit dürften die Lohnbildungsprozesse der hier untersuchten vier Länder von diesem idealen Muster abweichen. Die tatsächlichen Preise und die Arbeitslosigkeit werden so ihre traditionelle Rolle als Einflussgrößen spielen. Es ist aber interessant, die Elastizität der Löhne in Bezug auf die Preise, die Produktivität und die Arbeitslosigkeit miteinander zu vergleichen, um zu beurteilen, wie weit sie von der normativen Lohnformel entfernt sind und ob/wie die Anpassungsmechanismen tatsächlich greifen.

Die Lohngleichung ist hier – anders als bei der Herleitung der idealen Lohnformel – aus der Verhandlungstheorie à la Layard/Jackman/Nickell (1991) hergeleitet (siehe auch Anhang). Wir verwenden hier also nicht die Annahme des gewinnoptimierenden Monopolisten wie bei der Preis- und Beschäftigungserklärung. Wie im Kapitel 2 betont, werden die nominalen Löhne in den meisten europäischen Ländern zwischen den Arbeitnehmern und den Arbeitgebern (oder deren Vertretern) verhandelt. Nach der Verhandlungstheorie werden die Löhne zwischen Arbeitnehmern (oder deren Vertretern) und Unternehmern (bzw. ihren Vertretern) ausgehandelt. Dabei spielen die Marktmacht der beiden Seiten sowie Insider/Outsider-Elemente eine Rolle, so dass die Löhne außer von den Preisen und der Produktivität auch von der Arbeitslosigkeit abhängen. Ein nicht-linearer Effekt wird dabei über das Logarithmieren der Arbeitslosenquote teilweise geschätzt.

3.1.1.1 Fehlerkorrekturgleichungen

Zunächst werden im Überblick die Fehlerkorrekturgleichungen in der Tabelle 3-1 dargestellt, die sich für jedes Land ergeben. Im oberen Feld sind die langfristigen Elastizitäten (Kointegration) dargestellt. Im mittleren Feld wird die Kurzfristanpassung beschrieben, und im unteren Feld werden einige ausgewählte Residuentests dargestellt. Mehr Details (insbesondere die Out-Of-Sample-Prognosen) zu den Gleichungen sind im Anhang zu finden.

Tabelle 3–1
Lohnungleichungen

Endogene sind die...	Deutschland	Frankreich	Spanien	Niederlande
	Bruttolöhne pro Kopf		Lohnkosten pro Kopf	
Kointegration (t-Wert in Klammer)				
Ladungskoeffizient	-0,23 (-3,67)	-0,87 (-14,99)	-0,28 (-6,79)	-0,39 (-5,76)
Preise (in logs)	1 (pgdp) (-)	0,68 (pc) (32,34)	1,04 (cpi) (6,24)	1 (pc) (-)
Produktivität je abh. Besch. (in logs)	0,56 (-) ¹	0,74 (16,52)	-	0,19 (2,84)
Arbeitslosenquote ([0,1])	-0,42 (-) ¹	-1,16 (-28,28)	-	-0,06 (in logs) (-7,74)
Trend	-	positiv	positiv & 1992 gebrochen	-
Stufendummies	s9101	s8601	-	-
Kurzfrist (Summe der Koeffizienten der verzögerten Variablen in dlogs)				
Löhne (in dlogs)	0,64	0,00	0,29	0,96
Preise (in dlogs)	-0,30	-1,42	0,26	-0,45
Produktivität (in dlogs)	0,39	0,41	-	-0,35
Arbeitslosenquote	-	0,04	-	0,07
Anmerkung zur Deterministik				
Saison	ja	ja	ja	ja
Impulsdummies	84q2, 85q1, 91q1, 93q1.	86q1, 89q4, 86q1.	92q1.	89q1, 95q3.
Statistiken				
adj. R ²	0,997	0,936	0,992	0,999
Jarque-Bera (Normalität)	0,625	0,275	0,070	0,463
LM(1)	0,200	0,943	0,979	0,104
LM(4)	0,699	0,216	0,105	0,178
ARCH LM(1)	0,508	0,745	0,149	0,177
CUSUM / CUSUM ²	stabil / stabil	stabil / stabil	stabil / stabil	stabil / stabil
In-Sample-Forecasts:				
Bias proportion	0,003	0,000	0,000	0,004
Variance proportion	0,001	0,000	0,000	0,010
Covariance proportion	0,996	1,000	1,000	0,986
Stabilität der Kointegrationskoeffizienten	stabil ²	stabil	stabil	stabil
Name der Gleichung	a gwageealt 08	prog gwagee	eq es gyee 2	cl gyeee02
Schätzzeitraum	1980q1-2003q4	1980q1-2003q4	1986q1-2002q4	1987q1-2003q4

¹ Die Kointegration wurde hier vorgeschätzt. Dabei wurde der Produktivitätskoeffizient mit einem t-Wert von 18,73 und der Arbeitslosigkeitskoeffizient mit -3,68 geschätzt. – ² Die Koeffizienten für Produktivität und Arbeitslosigkeit wurden in der Vorschätzung auf Stabilität hin getestet.

Legende und Anmerkungen zur Tabelle:

Für Spanien und die Niederlande waren keine langen Zeitreihen für die Bruttolöhne verfügbar, deshalb wurden die Schätzungen in Termen der Lohnkosten geschätzt.

Die Daten sind Ursprungswerte von Eurostat (für Deutschland) vom Statistischen Bundesamt.

pgdp: BIP-Deflator.

pc: Deflator des privaten Konsums.

cpi: Harmonisierter Konsumpreisdeflator (HVPI).

(-): restringierter Koeffizient.

Die Arbeitslosenquote ist nicht in %.

adj. R^2 : Indikator für das Erklärungsvermögen der Gleichung, korrigiert von der Anzahl der erklärenden Variablen.

Jarque-Bera (Normalität): Probabilität, dass unter der Annahme von normalverteilten Residuen eine J-B-Statistik größer als die beobachtete J-B-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Normalitätshypothese).

LM(1): Probabilität, dass unter der Annahme keiner Autokorrelation erster Ordnung eine LM(1)-Statistik größer als die beobachtete LM(1)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Nicht-Autokorrelation-Hypothese).

LM(4): Probabilität, dass unter der Annahme keiner Autokorrelation bis zur vierten Ordnung eine LM(4)-Statistik größer als die beobachtete LM(4)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Nicht-Autokorrelation-Hypothese).

ARCH-LM(1): Probabilität, dass unter der Annahme keiner ARCH-Autokorrelation erster Ordnung eine ARCH-LM(1)-Statistik größer als die beobachtete ARCH-LM(1)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Nicht-Autokorrelation-Hypothese).

CUSUM / CUSUM²: Stabilitätstests. Wenn die kumulierten Residuen / quadrierten Residuen sich nicht außerhalb der Konfidenzbänder befinden, wird auf Stabilität der Gleichung geschlossen.

In-Sample-Forecasts: Zerlegung der Mean-Squared-Forecast-Error in:

Bias proportion: sollte möglichst nahe 0 sein.

Variance proportion: sollte möglichst nahe 0 sein.

Covariance proportion: sollte möglichst nahe 1 sein.

Stabilität der Kointegrationskoeffizienten: wird mit einer rekursiven Schätzung überprüft.

In **Deutschland** zeigt der BIP-Deflator (pgdp) bessere Schätzergebnisse als der Deflator des privaten Konsums (pc). Eigentlich hätte man nach der Lohnverhandlungstheorie den Konsum-Deflator als alleinigen Einflussfaktor erwartet. Das Schätzergebnis kann aber wie folgt interpretiert werden: $\ln(\text{pgdp})$ kann bei der Interpretation der Koeffizienten durch $\ln(\text{pc}) - \ln(\text{pc}/\text{pgdp})$ ersetzt werden. So geht eine Gleichung, die mit den Konsumentenpreisen ($\ln(\text{pc})$) geschätzt wird, implizit mit einem Null-Koeffizienten für den Preiseil (pc/pgdp) einher (niederländischer Fall bei den Schätzungen oben, während eine Gleichung, die mit dem BIP-Deflator geschätzt wird, einen Koeffizienten von eins für den Preiseil impliziert (deutscher Fall in den oberen Schätzungen)). Wenn Preiserhöhungen aus dem Ausland importiert werden – durch höhere Ölpreise zum Beispiel –, steigen die Konsumentenpreise (pc) und – sofern der BIP-Deflator nicht im selben Ausmaß betroffen ist – der Preiseil (pc/pgdp). In Deutschland führt dies aber nicht zu höheren Lohnabschlüssen, denn die Effekte auf den Konsumentenpreis und den Preiseil kompensieren sich genau. Anders

dagegen in Frankreich, Spanien und den Niederlanden (der Koeffizient vor dem Preiskeil ist dort null), wo Importpreiserhöhungen einen Einfluss auf die Lohnabschlüsse haben.

In der Literatur werden ähnliche Koeffizienten gefunden. In McMorrow (1996)² wurde die Restriktion einer Einheitselastizität für die Preise getestet und akzeptiert. Anders als in dieser Untersuchung wurde allerdings der Konsum-Deflator verwendet. Aber der Preiskeil ($pc/pgdp$) wurde mit $-1,27$ geschätzt. Damit ist die eigentliche Elastizität der Konsumentenpreise $-0,27$ und die des BIP-Deflators $+1,27$, was die Ergebnisse dieser Untersuchung in der Tendenz bestätigt, weil eine Erhöhung der Importpreise sich nicht vollkommen in den Löhnen widerspiegelt. Die Elastizität in Bezug auf die Arbeitslosigkeit wurde auf $-0,49$ geschätzt und die der Produktivität auf $0,4$. Dies steht mit unseren Ergebnissen weitgehend im Einklang. Van der Horst (2003) kann die Restriktion von eins für die Koeffizienten der Preise (BIP-Deflator) und der Produktivität nicht verwerfen und schätzt die Elastizität in Bezug auf die Arbeitslosigkeit mit $-2,10$. Preis- und Lohnkeil sind nicht differenziert, so dass indirekte und direkte Steuern mit $0,73$ einen gleich großen Effekt haben (Der Standardfehler ist allerdings gleich $0,12$; die Hypothese einer 1 für den gesamten Keil kann somit nicht verworfen werden. Dies bedeutet, dass die Gleichung in Termen der Konsumentenpreise zu verstehen ist, und dies widerspricht somit unserem Ergebnis.). Der deutsche Koeffizient für den Lohn- und Preiskeil sowie für die Arbeitslosenquote ist bei van der Horst der größte von allen geschätzten Ländern. Seine Schätzung weist damit die größten Unterschiede zu unserer und zu den anderen deutschen Studien auf.

In **Frankreich** kann die Restriktion einer Einheitselastizität auf den Konsum-Deflator nicht auferlegt werden (siehe Test-Statistik im Anhang). Damit kann in Frankreich von einer Unterindexierung gesprochen werden, und die Gefahr einer explosiven Preis-Lohn-Spirale kann nicht bestehen. Ein Strukturbruch wird für das Jahr 1986 gefunden. Dies korrespondiert mit dem Ende der Disinflationspolitik (sogenannte "politique de désinflation compétitive" 1983-1986) in den 80er Jahren. Wir interpretieren dies als eine Änderung der Lohnbildung nach diesem Datum; tatsächlich waren die Löhne in dieser Periode desindexiert worden, und die noch bestehenden Preiskontrollen wurden allmählich aufgegeben.³ In der Schätzung haben die Produktivität und die Arbeitslosenquote sehr hohe Elastizitäten. Dass die Arbeitslosigkeit und die Produktivität eine so große Rolle spielen, deutet darauf hin, dass sich die Löhne sehr beschäftigungsstabil verhalten und somit wenig Einfluss auf die Beschäftigungsschwankungen haben. Der hohe Ladungskoeffizient bestätigt weiter, dass sich die Löhne rasch an deren Determinanten anpassen.

In McMorrow (1996) wird die Restriktion einer Einheitselastizität für den Konsum-Deflator getestet und akzeptiert. Der Preiskeil ($pc/pgdp$) wird mit $-0,54$ geschätzt und bestätigt unsere Interpretation, dass anders als in Deutschland französische Arbeitnehmer externe Preisschocks (zur Hälfte) mit höheren Lohnabschlüssen auffangen. Die Elastizität in Bezug auf die Arbeitslosigkeit wird mit $-0,43$ geschätzt und die in Bezug auf die Produktivität mit $0,13$. An dieser Stelle sind die Unterschiede zu der hier verwendeten Gleichung sehr groß, was auf den verwendeten Schätzzeitraum (1962-1994) zurückgeführt werden kann, denn so wird der Hochinflationsperi-

² vgl. McMorrow (1996), S. 74-75.

³ Vgl. Bezbakh (1996), S. 88-93.

oder ein viel größeres Gewicht gegeben. Van der Horst (2003) kann anhand seiner Schätzung die Restriktion eines Koeffizienten von eins für die Preise (BIP-Deflator) akzeptieren, für die Produktivität jedoch nicht (mit 0,55). Er schätzt die Elastizität in Bezug auf die Arbeitslosigkeit auf $-0,79$. Preis- und Lohnkeil werden auf null geschätzt, anders als hier impliziert. Es zeigen sich große Unterschiede zu der DIW-Schätzung, was auf die Einser-Restriktion der Produktivität zurückzuführen sein dürfte.

Für **Spanien** konnte im Schätzzeitraum 1986 bis 2002 kein langfristiger Zusammenhang zwischen den Arbeitnehmerentgelten je Arbeitnehmer und der Produktivität oder der Arbeitslosenquote nachgewiesen werden. Letztere zeigten bei einer alleinigen Kointegrationsschätzung das falsche Vorzeichen. Im Modell der Banco de España,⁴ das für den Zeitraum 1981 bis 1996 erstellt wurde, spielen diese beiden Größen in der langen Frist hingegen – neben den direkten Steuern einschließlich Sozialabgaben – eine wichtige Rolle. Bei einer Schätzung von 1980 bis 1996 erhalten die Produktivität und die Arbeitslosigkeit in der Tat die richtigen Vorzeichen. Allerdings können auch für diesen Zeitraum die Residuen dieser Schätzung anhand der gültigen Kritischen Werte bei weitem nicht als stationär eingestuft werden.

Vielmehr scheint also das Preisniveau die wesentliche Bestimmungsgröße für die Lohnentwicklung zu sein. Aufgrund der seit über zehn Jahren bestehenden Lohnindexierung ist dies auch plausibel. Da die Indexierung an den Verbraucherpreisindex gebunden ist, wurde dieser auch in der Lohngleichung verwendet. Die Schätzung wurde allerdings durch Strukturbrüche erheblich erschwert. Im Jahr 1992 ändert sich das Saisonmuster abrupt, und die Lohnzuwächse verlangsamten sich deutlich, was in der Schätzgleichung durch einen gebrochenen Trend aufgefangen werden musste.

Der – vermutete – Strukturbruch im Jahr 1993 in der Lohngleichung für die **Niederlande** zeigt sich nicht im Fehlerkorrekturmodell. Die Instabilitäten, die sich in den Voranalysen am Ende des Zeitraums zeigen (siehe Anhang), konnten mit der Einbeziehung von kurzfristigen Einflussfaktoren ausgeschaltet werden. Außerdem wird der nichtlineare Einfluss der Arbeitslosigkeit auf die Löhne bestätigt. Dies bedeutet: Wenn sich die Arbeitslosenquote um einen Prozent-Punkt von 7,5% (Mitte der 90er Jahre) bzw. von 2,5% (Anfang dieses Jahrzehnts) erhöht, dann nehmen die Lohnzuwächse um 0,7% bzw. 1,9% ab. Somit ist der Einfluss der Arbeitslosigkeit auf die Lohnabschlüsse in den Niederlanden mit dem in Frankreich vergleichbar.

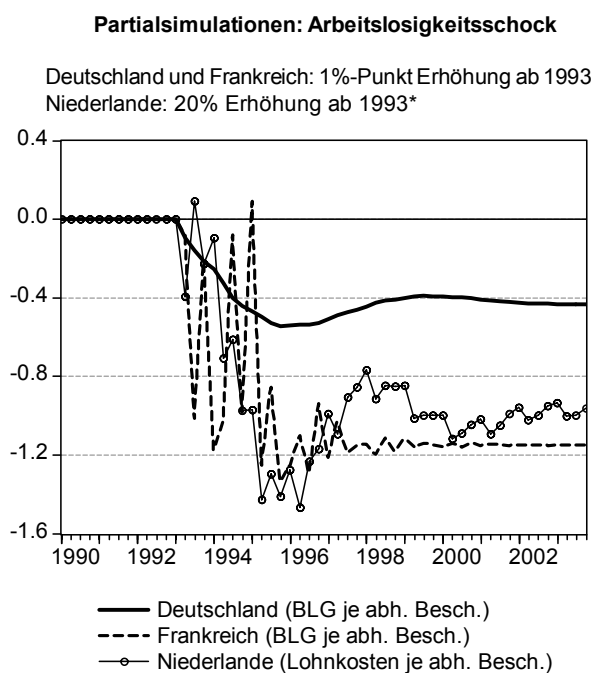
Van der Horst (2003) kann die Restriktion von Einser-Koeffizienten für die Preise (BIP-Deflator, mit 1,06) und für die Produktivität (mit 1,13) nicht akzeptieren. Er schätzt die Elastizität in Bezug auf die Arbeitslosigkeit auf $-1,07$, was in etwa unseren Ergebnissen entspricht. Preis- und Lohnkeil werden auf 0,13 geschätzt. Es zeigen sich dabei größere Unterschiede zu der hier präsentierten Schätzung, was auf die Einser-Restriktion der Produktivität bei van der Horst zurückzuführen sein dürfte.

⁴ Vgl. Estrada/Willman (2002).

3.1.1.2 Simulationen

Im Folgenden werden Partialanalysen vorgestellt; partial deshalb, weil nur die Löhne als endogene Variable betrachtet werden. In einer späteren Modellsimulation werden alle Variablen endogenisiert und somit auch die Wechselwirkungen berücksichtigt. Drei verschiedene Schocks werden hier für alle vier Länder dargestellt: ein Arbeitslosigkeitsschock, ein Produktivitätsschock und ein Preisschock. Alle drei Variablen werden jeweils ab dem ersten Quartal 1993 um 1% (1%-Punkt für die Arbeitslosenquote) gegenüber ihrem tatsächlichen Wert erhöht. Zunächst wird untersucht, wie die Lohnreaktion auf diese Schocks ausfällt. Dazu wird die Baseline-Simulation (Simulation der Lohnentwicklung, ohne dass ein exogener Schock auftritt) mit einem „Schock“-Szenario (Simulation der Lohnentwicklung, wobei jeweils eine der exogenen Variablen einem exogenen Schock ausgesetzt wird) verglichen. Die prozentuale Abweichung zwischen beiden Reihen zeigt an, wie der Schock verarbeitet wird. Die langfristigen Elastizitäten sind durch die Kointegrationsbeziehung gegeben und liefern hier keine neuen Informationen. Interessanter ist hingegen die Geschwindigkeit und die Art der Anpassung zum Gleichgewicht, die anhand der Gleichungen sonst nur schwer „lesbar“ sind.

Abbildung 3-1
Lohngleichungen: Einfluss der Arbeitslosigkeit⁵



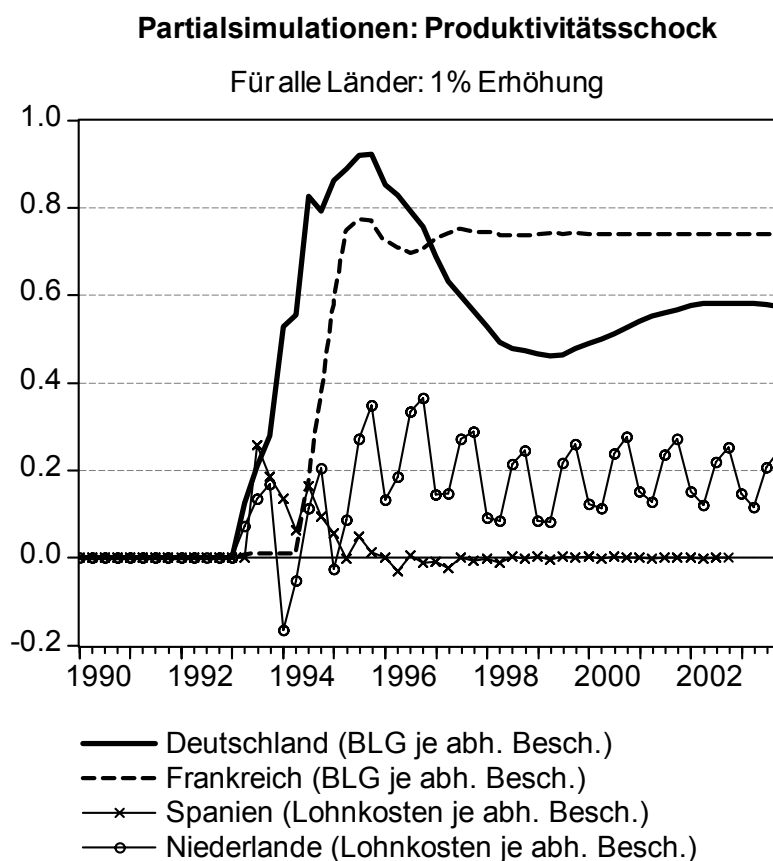
* Hier musste für die Niederlande eine andere Simulation durchgeführt werden, weil die Arbeitslosenquote in der niederländischen Gleichung logarithmiert einbezogen wird. Um einen Vergleich jedoch zu ermöglichen, wurde eine 20% Erhöhung der Arbeitslosenquote gewählt, weil sie mit einer Erhöhung von ca 1,2%-Punkt in 1993 und 0,5%-Punkt in 2000 Erhöhung gleichläuft.

⁵ Da die Arbeitslosigkeit weder in der kurzen noch in der langen Frist in der französischen Lohngleichung signifikant war, wurde hier auf die Simulationsergebnisse verzichtet, da sie null gewesen wären.

Der **Arbeitslosigkeitsschock** hat die Form einer Erhöhung der Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt gegenüber der Basissimulation. Für die Niederlande wird aufgrund der Nichtlinearität eine andere Simulation durchgeführt; die Arbeitslosigkeit wird dort nicht um 1%-Punkt erhöht, sondern um 20%. Damit wird ungefähr eine 1%-*Punkt*-Erhöhung nachgebildet, um die Ergebnisse mit denen der anderen Länder vergleichbar zu machen. Dies wird in Abbildung 3-1 dargestellt. Für Deutschland wird das Gleichgewicht eher langsam erreicht, denn innerhalb der ersten drei Jahre gibt es ein Überschießen. Anschließend setzt dann das Einpendeln zum Gleichgewicht über die nächsten drei Jahre ein. Das Bild für die Niederlande ist ähnlich, obwohl die Nichtlinearität das Lesen erschwert, wobei das Einpendeln nach sieben Jahren – wie in Deutschland – vollendet ist. In Frankreich ist hingegen die Anpassung zum Gleichgewicht fast unmittelbar nach drei Jahren vollendet. Da die Arbeitslosigkeit für die spanische Lohnentwicklung keine Rolle spielt und somit als Variable weder kurzfristig noch langfristig in der spanischen Lohngleichung erscheint, wird hierfür auch keine Schocksimulation durchgeführt.

Der **Produktivitätsschock** erfolgt in Form einer 1%igen Erhöhung der Produktivität je Arbeitnehmer gegenüber der Basissimulation. Dies ist in Abbildung 3-2 dargestellt.

Abbildung 3-2
Lohngleichungen: Einfluss der Arbeitsproduktivität



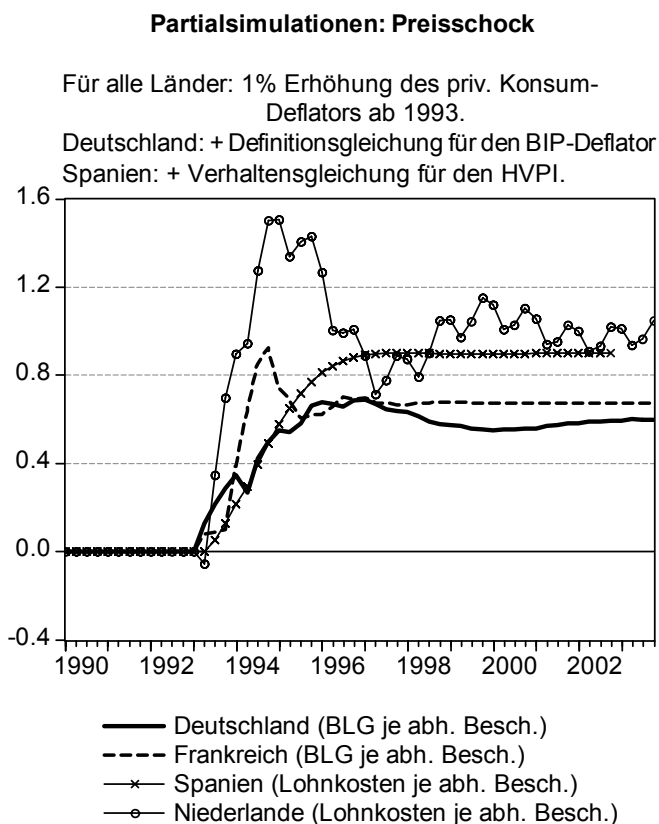
Für Deutschland und die Niederlande sind die Anpassungen wie beim Arbeitslosigkeitsschock durch lange Zeiträume gekennzeichnet: das Gleichgewicht wird eher langsam erreicht, denn

es findet in den ersten drei Jahren ein Überschießen statt; das Einpendeln zum Gleichgewicht erfolgt dann allmählich über die nächsten Jahre. In Frankreich erfolgt hingegen die Anpassung zum Gleichgewicht erst ein Jahr später, ist aber nach drei Jahren abgeschlossen. In Spanien stellt sich erwartungsgemäß nur ein vorübergehender Effekt ein, der nach etwa drei Jahren vollständig neutralisiert ist.

Der **Preisschock** erfolgt in Form einer 1%igen Erhöhung des Deflators des privaten Konsums gegenüber der Basissimulation. Dies ist in Abbildung 3-3 dargestellt. Für Deutschland wurde die Simulation mit einer zusätzlichen Definitionsgleichung für den BIP-Deflator durchgeführt, bei der sich eine 1%ige Erhöhung des Konsum-Deflators in eine ca. 0,6%ige Erhöhung des BIP-Deflators übersetzt. Für Spanien wurde die Simulation mit einer zusätzliche Verhaltensgleichung für den HVPI (cpi) durchgeführt, bei der sich eine 1%ige Erhöhung des Konsumdeflators in eine ca. 0,9%ige Erhöhung des HVPI übersetzt.

Für Deutschland und die Niederlande wird das Gleichgewicht eher langsam erreicht, denn innerhalb der ersten fünf Jahre findet ein Überschießen statt, und das Einpendeln zum Gleichgewicht erfolgt allmählich über die nächsten Jahre. Das Bild für Spanien und Frankreich ist ähnlich; die Anpassung zum Gleichgewicht wird dort sehr schnell – nach zwei bis drei Jahren – erreicht.

Abbildung 3-3
Lohnungleichungen: Einfluss der Preise



3.1.2 Preisgleichung für den Konsumdeflator

Den für die einzelnen Länder geschätzten Preisgleichungen kommt die entscheidende Bedeutung für das Entstehen von Inflationsratendifferenzen zu. Sie werden hier aus dem Optimierungskalkül eines repräsentativen Unternehmens unter unvollkommenem Wettbewerb (in der Form eines monopolistischen Wettbewerbs) abgeleitet. Nach diesem Ansatz wird der Outputpreis mit einem Aufschlag (mark up) proportional zu den marginalen Kosten (oder Stückkosten) gesetzt. Diese Kosten können wiederum in die Kosten für Kapital, Arbeit und Vorleistungen zerlegt werden.

Im EBC-Modell wird der BIP-Deflator über eine Definitionsgleichung erzeugt; er ist die gewichtete Summe der Deflatoren der einzelnen BIP-Komponenten. Die Gewichte sind variabel und entsprechen den Anteilen der einzelnen Komponenten am realen BIP.

Der private Konsumdeflator wird hingegen mit einer Verhaltensgleichung geschätzt, und zwar in Abhängigkeit von nominalen Lohnstückkosten (Arbeitnehmerentgelte im Verhältnis zum realen BIP) und Importpreisen. Man kann eventuell noch an finanzpolitische Größen, z.B. an den effektiven indirekten Steuersatz, denken. Meistens ist aber dieser letzte Faktor nicht für alle Länder verfügbar, so dass darauf erst einmal verzichtet wurde. In späteren Entwicklungsstufen des Modells wird dies noch einmal aufgegriffen. Der nominale Zins wurde nur in der Kurzfristerklärung der Fehlerkorrekturgleichungen zugelassen, weil er in allen vier Ländern entweder mit falschem Vorzeichen oder unplausiblen Elastizitäten oder gar insignifikant in den Kointegrationsbeziehungen war. In allen Schätzungen wurde ein Trend berücksichtigt. Dies lässt sich mit dem Argument rechtfertigen, dass ein Preisindex (vor allem ein Deflator) auf einem Warenkorb basiert, der sich im Zeitverlauf ändert und dies mit einem Trend aufgefangen werden kann.⁶ Bei der Verwendung der Importpreise ohne eine Trendvariable würden sich sonst zwei Effekte vermischen; der reine Preiseffekt und jener, der aus einer Änderung des Anteils von importierten Konsumgütern resultiert. Die Berücksichtigung eines Trends in der Kointegrationsbeziehung ist ein Versuch, diese beiden Effekte zu trennen und somit die effektive Importpreiselastizität besser zu schätzen.

Bei der Analyse der Kointegrationsbeziehungen wie auch bei den Stabilitätstests für die Fehlerkorrekturmodelle wurde kein signifikanter Strukturbruch beim Eintritt in die EWU gefunden. Die Preisbildung hat sich demnach nicht verändert. Die Details der Analysen befinden sich im Anhang.

3.1.2.1 Fehlerkorrekturgleichungen

Zunächst stellen wir die Fehlerkorrekturgleichungen in Tabelle 3-2 wie bei den Lohngleichungen im Überblick dar.

⁶ Vgl. Clostermann (1996), S. 11.

Tabelle 3–2
Preisgleichungen

<i>Endogene ist der...</i>	Deutschland	Frankreich	Spanien	Niederlande
	<i>privater Konsum-Deflator</i>			
Kointegration (<i>t-Wert in Klammer</i>)				
Ladungskoeffizient	-0,13 (-7,29)	-0,10 (-5,60)	-0,16 (-5,05)	-0,51 (-9,22)
Lohnstückkosten (in logs)	0,31 (-5,35)	0,70 (-) ¹	0,35 (-2,95)	-
Importpreise (in logs)	0,29 (-12,29) *trend	0,20 (-) ¹ *trend	0,16 (-3,87)	0,32 (-9,14)
Trend	-	-	positiv, gebro- chen 1992	positiv, gebro- chen 1987
Stufendummies	-	s8601, s9601	-	s8701r
Kurzfrist (<i>Summe der Koeffizienten der verzögerten Variablen in dlogs</i>)				
Preise (in dlogs)	0,50	0,28	0,08	0,88
Lohnstückkosten (in dlogs)	0,00	0,00	0,05	-0,07
Importpreise (in dlogs)	0,17	0,20	-0,04	-0,23
Geldmarktzins (in Differenz)	0,00	0,17	-	-1,65
<i>Anmerkung zur Determinitik</i>				
Saison	ja	ja	ja	ja
Impulsdummies	85q2, 91q1	82q2, 86q2.	-	86q1, 01q1.
Statistiken				
adj. R ²	0,893	0,958	0,973	0,904
Jarque-Bera (Normalität)	0,210	0,209	0,448	0,966
LM(1)	0,798	0,972	0,252	0,139
LM(4)	0,889	0,785	0,606	0,129
ARCH LM(1)	0,621	0,639	0,308	0,931
CUSUM / CUSUM ²	stabil / stabil	stabil / stabil	stabil / stabil	stabil / stabil
In-Sample-Forecasts:				
Bias proportion	0,000	0,013	0,001	0,000
Variance proportion	0,010	0,043	0,003	0,009
Covariance proportion	0,990	0,944	0,997	0,991
Stabilität der Kointegrationskoeffizienten	stabil (aber ulc 1997)	nicht sehr stabil	stabil	stabil (aber 1991/92)
<i>Name der Gleichung</i>	<i>a pc 09r</i>	<i>cl pc 12r</i>	<i>eq es pc</i>	<i>nl pc 13r1</i>
<i>Schätzzeitraum</i>	<i>1980q1-2003q4</i>	<i>1980q1-2003q4</i>	<i>1982q1-2002q4</i>	<i>1980q1-2003q4</i>

¹Die Kointegration wurde hier vorgeschätzt. Dabei wurde der Lohnstückkostenkoeffizient mit einem t-Wert von 10,36 und der Importpreiskoeffizient mit 6,59 geschätzt.

¹ Die Kointegration wurde hier vorgeschätzt. Dabei wurde der Lohnstückkostenkoeffizient mit einem t-Wert von 10,36 und der Importpreiskoeffizient mit 6,59 geschätzt.

Legende und Anmerkungen zur Tabelle:

(-): restringierter Koeffizient.

Die Lohnstückkosten sind als Quotient von Arbeitnehmerentgelten durch das reale BIP definiert.

adj. R^2 : Indikator für das Erklärungsvermögen der Gleichung, korrigiert von der Anzahl der erklärenden Variablen.

Jarque-Bera (Normalität): Probabilität, dass unter der Annahme von normalverteilten Residuen eine J-B-Statistik größer als die beobachtete J-B-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Normalitätshypothese).

LM(1): Probabilität, dass unter der Annahme keiner Autokorrelation erster Ordnung eine LM(1)-Statistik größer als die beobachtete LM(1)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Nicht-Autokorrelation-Hypothese).

LM(4): Probabilität, dass unter der Annahme keiner Autokorrelation bis zur vierten Ordnung eine LM(4)-Statistik größer als die beobachtete LM(4)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Nicht-Autokorrelation-Hypothese).

ARCH-LM(1): Probabilität, dass unter der Annahme keiner ARCH-Autokorrelation erster Ordnung eine ARCH-LM(1)-Statistik größer als die beobachtete ARCH-LM(1)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Nicht-Autokorrelation-Hypothese).

CUSUM / CUSUM²: Stabilitätstests. Wenn die kumulierten Residuen / quadrierten Residuen sich nicht außerhalb der Konfidenzbänder befinden, wird auf Stabilität der Gleichung zurückgeschlossen.

In-Sample-Forecasts: Zerlegung der Mean-Squared-Forecast-Error in:

Bias proportion: sollte möglichst nahe 0 sein.

Variance proportion: sollte möglichst nahe 0 sein.

Covariance proportion: sollte möglichst nahe 1 sein.

Stabilität der Kointegrationskoeffizienten: wird mit einer rekursiven Schätzung überprüft.

Der Einfluss der Importpreise auf den Konsumdeflator hängt von drei Kanälen ab: Zuerst davon, wie stark die Importe in der inländischen Verwendung (Konsum, Investitionen, Vorproduktion) einbezogen werden im Vergleich zu dem Teil der Importe, der wieder exportiert wird. Je größer der Anteil der Importe, die im Inland verwendet werden, desto stärker wird der Einfluss der Importpreise auf die Konsumpreise sein. Zum Zweiten kann der Wechselkurs, der ja indirekt in den Importpreisen zum Ausdruck kommt, der eigentliche Orientierungsfaktor sein. In Spanien zum Beispiel verzeichnete der Wechselkurs (gemessen am realen Außenwert der Peseta gegenüber der EWU) von den 80er Jahren bis zum Beitritt in die EWU große Schwankungen, so dass die inländischen Preissetzer sich stark daran orientierten und somit der Importpreis dort den Einfluss von zwei Faktoren übernimmt. Somit sollte der Importpreis in Spanien einen relativ höheren Einfluss als in Deutschland aufweisen, wo der Wechselkurs relativ stabil war. Zuletzt ist natürlich auch der absolute Offenheitsgrad einer Ökonomie bestimmend. Man würde erwarten, dass – wenn die beiden anderen Kanäle vergleichbar sind – ein offenes Land eine höhere Importpreiselastizität aufweist als ein relativ geschlossenes. So können Frankreich und Deutschland zumindest am Ende der 90er Jahre als ähnlich offene und die Niederlande als sehr offene Volkswirtschaften angesehen werden. Spanien folgt dieser Entwicklung. Somit kann eine ähnliche Importpreisteigerung – je nachdem, welcher Kanal dominiert – ganz unterschiedlich auf die Preisentwicklung in den Ländern wirken.

Die Spannbreite der Elastizität der Importpreise ist in allen drei großen Ländern ähnlich (0,16 bis 0,29).⁸ In den Niederlanden liegt die Elastizität etwas höher mit 0,32. Dies zeigt, dass sich in den drei großen Ländern alle drei Kanäle kompensieren, so dass ein Importpreisschock in der EU-3 längerfristig zu ähnlichen Preissteigerungen führt. Dies ist für die Entwicklung der Inflation innerhalb der EWU nicht unwesentlich. Im ersten Kapitel wurde argumentiert, dass durch einen externen Schock wie einen starken Ölpreisanstieg Inflationsdifferenzen aufkommen könnten. Hier wird jedoch gezeigt, dass dies nicht zu erwarten ist (die Niederlande haben hier ein kleines Gewicht; 6% gegenüber 28 %, 20 % und 11 % für Deutschland, Frankreich und Spanien⁹). Kurzfristig hingegen zeigt sich durch die Ladungskoeffizienten, dass es durchaus Differenzen gibt, die sich kurzfristig in unterschiedlichen Inflationsraten ausdrücken lassen. Die Niederlande zeigen sich hier mit dem größten Koeffizienten als das offenste und importintensivste Land.

Die Elastizitäten in Bezug auf die Lohnstückkosten sind bei weitem nicht so einheitlich; sie gehen von Null in den Niederlanden, wo sie insignifikant sind (auch wenn die Kointegrationsbeziehung separat geschätzt wurde), bis zu 0,70 in Frankreich. Deutschland und Spanien bleiben in der Mitte mit 0,31 und 0,35. Hier spielt wiederum die Kostenstruktur der Ökonomien eine Rolle; eine arbeitsintensivere Produktionsstruktur würde tendenziell auf eine höhere Elastizität der Preise in Bezug auf die Lohnstückkosten hindeuten. Andererseits können auch geringere Überwälzungsmöglichkeiten der Unternehmen dem entgegenwirken. Hier würde man erwarten, dass ein relativ offenes Land eher – ceteris paribus – eine niedrigere Elastizität aufweist. So lassen sich die gefundenen Elastizitäten gut interpretieren. Die Niederlande sind die mit Abstand offenste Volkswirtschaft (der Offenheitsgrad¹⁰ lag 2003 bei 66%). Der Wettbewerbsdruck gegenüber dem Ausland wirkt dort so stark, dass so gut wie keine Preisüberwälzungen möglich sind. Frankreich, Deutschland und Spanien sind ähnlich offene Volkswirtschaften (die Offenheitsgrade lagen hier 2003 bei 28 %, 34 % und 32 %), so dass hier in erster Linie die Arbeitsintensität der Produktion eine Rolle spielt. So haben in diesen drei Ländern die Lohnstückkosten auch einen Einfluss auf die Preisbildung.

3.1.2.2 Simulationen

Hier werden zwei Schocks simuliert; ein Importpreisschock und ein Lohnstückkostenschock. Beide Variablen werden 1993 um 1% gegenüber der Basissimulation erhöht. Der langfristige Effekt ist bereits durch den Fehlerkorrekturterm gegeben; die Dynamik der Anpassung kann jedoch besser anhand dieser Simulationen dargestellt werden.

⁸ In Deutschland und Frankreich wurde der Importpreis nur durch eine Trendtransformation signifikant. Da aber $0,29 \cdot \ln(\text{pm} \cdot \text{trend}) = 0,29 \cdot \ln(\text{pm}) + 0,29 \cdot \ln(\text{trend})$, bedeutet dies vielmehr eine Restriktion auf den Trend als auf die Importpreiselastizität. Dabei wurden verschiedene Schätzungen getestet, und zwar ohne diese Trendtransformation und mit dieser Transformation, wobei der Trend mal mit dem Importdeflator, mal mit dem logarithmierten Importdeflator oder als logarithmierter Trend mit den logarithmierten Importpreisen multipliziert wurde. Die hier dargestellten Schätzungen lieferten die besten Ergebnisse.

⁹ Diese Gewichte sind dem AWM entnommen, dem aggregierten EU-12-Modell der EZB. Sie beruhen auf dem relativen Anteil der Länder am realen EU-BIP (PPP-Konzept).

¹⁰ Der Offenheitsgrad ist hier als Durchschnitt der realen Importe und Exporte im Verhältnis zum realen BIP in % berechnet.

Der **Importpreisschock** (Abbildung 3-4) zeigt, dass die Anpassung in Deutschland und Frankreich sehr ähnlich verläuft; innerhalb von drei bis vier Jahren ist eine maximale Wirkung (von 0,35 für Deutschland und 0,25 für Frankreich) der Importpreiserhöhung erreicht, die deutlich über den langfristigen Werten liegt. Erst in den folgenden fünf bis sechs Jahren wird dann langsam der langfristige Wert erreicht. Dies bedeutet für Deutschland und Frankreich, dass die Inflationsrate (Abbildung 3-4bis) in den ersten drei bis vier Jahren stark zunimmt (Maximum zwischen 0,16 und 0,20%-Punkten wird schon im dritten Quartal erreicht) und erst danach langsam gegen die Null konvergiert (die Inflationsrate liegt nach 17 bis 18 Quartalen unter der des Baseline-Szenarios und erreicht erst am Ende der Simulationsperiode die Nulllinie). In den Niederlanden wird eine maximale Wirkung nach zwei bis drei Jahren erreicht, und das Einpendeln um das Gleichgewicht findet dann auch schneller statt. Die Inflationsrate erreicht entsprechend ihr Maximum zwar etwas später (nach acht Quartalen), schwankt aber viel stärker und konvergiert etwas früher (ab dem 13. Quartal nach dem Schock) gegen null. In Spanien steigt die Inflationsrate unmittelbar nach dem Schock ebenfalls stark an (Maximum von 0,1%-Punkt im fünften Quartal) und verlangsamt sich dann allmählich, bis nach etwa sechs Jahren ein neues Gleichgewicht erreicht ist. Dies bestätigt die These von Kapitel 2, dass Inflationsdifferenzen auch kurzfristig durch unterschiedliche Anpassungsgeschwindigkeiten auftreten können, obwohl der Schock (ein externer Schock) als symmetrisch bezeichnet werden kann. Nach drei Jahren allerdings bestehen in den drei großen Ländern keine nennenswerten Inflationsdifferenzen mehr.

Abbildung 3-4

Preisgleichung: Einfluss des Importpreises auf die Konsumdeflatoren

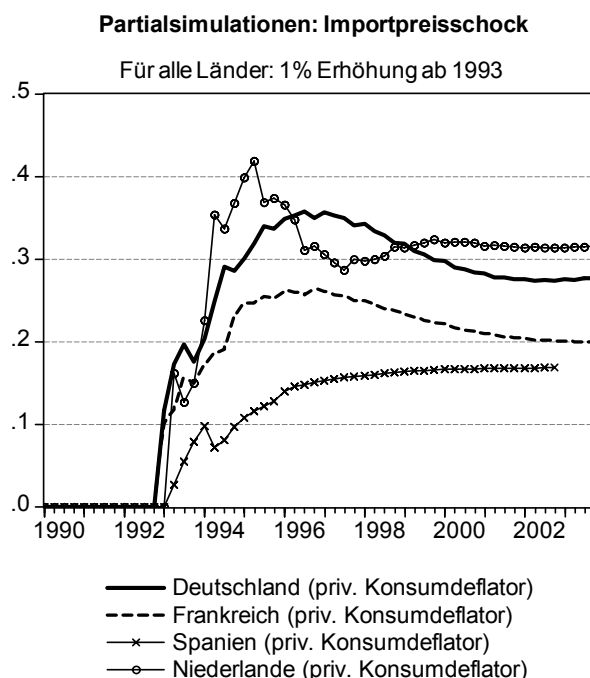
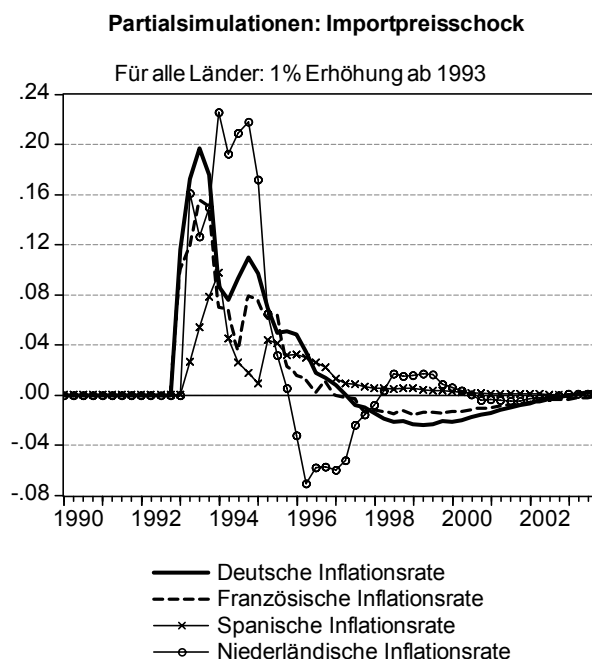


Abbildung 3-4 Fortsetzung

Preisgleichung: Einfluss des Importpreises auf die Inflationsraten



Der Die **Lohnstückkostenschock**¹¹ (Abbildung 3-5) zeigt, dass die Anpassung des privaten Konsumdeflators an einen solchen Schock in Deutschland und vor allem in Frankreich langsamer ist als bei einem Importpreisschock. Dort wird die maximale Wirkung nach fünf bis sechs Jahren erreicht. Dann pendelt sich der Konsumdeflator langsam auf den langfristigen Wert (0,3 für Deutschland und 0,7 für Frankreich) ein. In Spanien ist der Anpassungsprozess bereits nach reichlich vier Jahren abgeschlossen und somit vergleichbar mit den Reaktionen beim Importpreisschock. Da die Lohnstückkosten in der niederländischen Fehlerkorrekturgleichung nicht signifikant sind, sind sie implizit mit einer langfristigen Wirkung von null geschätzt, was die Simulation wiedergibt. Die Lohnstückkosten haben dort nur eine kurzfristige und sehr geringe Wirkung. Lohnschocks, die per Definition nationaler Natur sind und somit asymmetrisch in einer Währungsunion wirken, sind auch hier noch unterschiedlich in ihren Auswirkungen. Dies ist für die Geldpolitik eine wesentliche Aussage, denn Lohnschocks in den Niederlanden sind langfristig für die Preisstabilität unbedeutend, während sie in Frankreich wesentlich zur Preiserhöhung beitragen können. In den beiden großen Ländern brauchen die Effekte mehrere Jahre, um sich voll zu entfalten.

Dies wird deutlicher, wenn die Anpassungen in Termen der Inflationsraten betrachtet werden (Abbildung 3-5). Die Inflationsraten erhöhen sich in den drei großen Ländern im ersten Jahr nach dem Schock. Im zweiten und im dritten Jahr nach dem Schock sind schon erhebliche Differenzen zu sehen: während ein rasches Abklingen der Effekte in Spanien und ein leichtes Abklingen

¹¹ Die nominalen Lohnstückkosten sind in allen drei Ländern als die Summe der nominalen Arbeitnehmerentgelte im Verhältnis zum realen BIP definiert.

in Deutschland zu bemerken ist, wirkt der Schock in Frankreich immer noch stark. Gut sechs Jahre werden gebraucht, um Inflationsdifferenzen zu beseitigen. In den Niederlanden sind eigentlich keine Reaktionen zu bemerken. In diesem kleinen und sehr offenen Land sind die Preisüberwälzungen von inländischen Lohnschocks kaum möglich.

Abbildung 3-5
Preisgleichung: Einfluss der Lohnstückkosten auf die Konsumdeflatoren

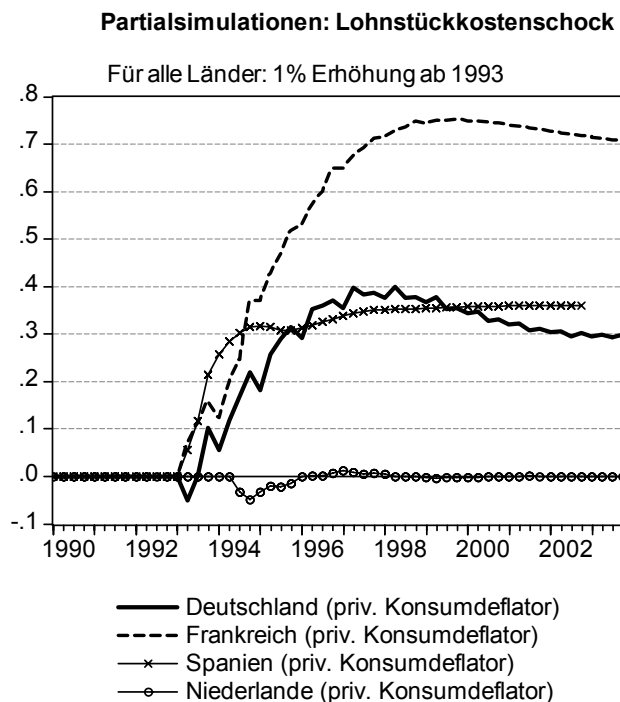
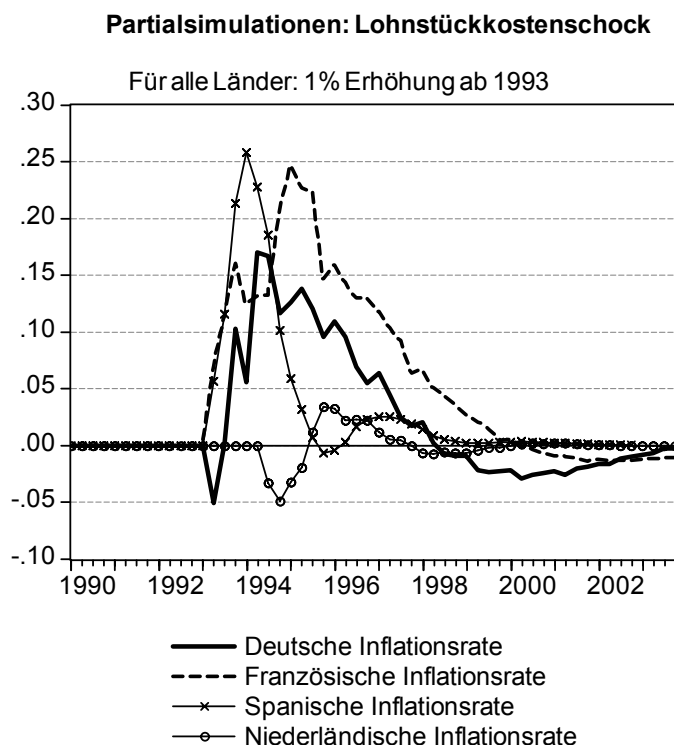


Abbildung 3-5 Fortsetzung

Preisgleichung: Einfluss der Lohnstückkosten auf die Inflationsraten



3.1.3 Beschäftigungsgleichung

Zur Bestimmung des Einflusses von Inflationsdifferenzen auf Wachstum und Produktivität stellen die Beschäftigungsgleichungen der einzelnen Länder das entscheidende Bindeglied dar. Die Produktivität wird hier als Verhältnis von realem BIP zur Beschäftigung (pro Kopf) definiert. Sie wird also durch eine Definitionsgleichung ermittelt. Das Bruttoinlandsprodukt wiederum ergibt sich aus der Summe einzelner Aggregate. Die Beschäftigung hingegen wird mit einer Verhaltensgleichung bestimmt. Die Produktivität wird somit endogen ermittelt. Die Reaktion der Produktivität auf Schocks macht somit nur in Simulationen des Gesamtmodells Sinn. Da die Beschäftigungsentwicklung aber einen Teil der Produktivitätsentwicklung erklärt, werden hier die Beschäftigungsgleichungen des Gesamtmodells beschrieben.

Die Beschäftigungsgleichung wird aus dem Optimierungskalkül des (repräsentativen) Unternehmens unter unvollkommenem Wettbewerb abgeleitet. Damit ergibt sich die Optimalitätsbedingung, nach der sich Reallohn und marginale Produktivität proportional entwickeln (nicht gleich sind, weil angenommen wird, dass die Märkte nicht perfekt sind und deshalb ein Preisaufschlag bzw. Mark-up erhoben wird). Die Beschäftigungsentwicklung eines Landes ist dann abhängig vom realen BIP, den realen Lohnkosten und eventuell einem Trend, der eine sinkende Beschäftigungsschwelle infolge des Strukturwandels und weitere Einflüsse abbilden soll.

Dadurch, dass die Reallöhne die zweite Bestimmungsvariable neben dem BIP sind, kann die Entwicklung der Beschäftigung direkt als Teilergebnis des Zusammenspiels zwischen Löhnen und Preisen interpretiert werden. Wenn Lohn- und Preisreaktionen zu flexiblen bzw. rigiden Real-löhnen (Preiseffekt) führen, wird also erwartet, dass schwache bzw. ausgeprägte Beschäftigungs-schwankungen (Mengeneffekt) ausgelöst werden. Hier gilt es herauszufinden, welche der Variablen sich stärker bzw. schneller anpasst.

3.1.3.1 Fehlerkorrekturgleichungen

Im Anhang befinden sich die Voranalysen zur Stabilität der Kointegrationsbeziehungen sowie zur Güte und Prognosequalität der Gleichungen. Wie bei den Lohn- und Preisgleichungen könnte man den Eindruck gewinnen, dass die Beschäftigungsgleichungen stabil sind. Allerdings erweist sich dieser Eindruck als nicht so robust. In Deutschland und in den Niederlanden kann man bei den Out-Of-Sample-Prognosen ab 2002 persistente Abweichungen finden. In Frankreich scheint 1999 eine temporäre Instabilität aufzutreten. Die Deterministik spielt auch hier eine große Rolle. In den Niederlanden waren je nach Deterministik zum Beispiel die Elastizitäten der Real-lohnkosten sehr unterschiedlich. Die Beschäftigungsgrößen sind Variablen, die oft stark von institutionellen und Statistikänderungen geprägt werden. So dürften diese Instabilitäten am Ende des Zeitraums eher auf arbeitsmarktpolitische Reformen zurückgehen als das Ergebnis eines veränderten Lohn- und Preissetzungsverhaltens sein. Für Deutschland z.B. kann man diese Instabilitäten ab 2002 im Zusammenhang mit den vielen Reformen am Arbeitsmarkt (Job-AQTIV, Hartz) sehen, die seit 2001 greifen. In Frankreich war 1999 das Jahr, in dem die Arbeitszeitverkürzung in großem Umfang zu greifen begann (Gesetz Aubry I, noch vor der gesetzlichen Reduzierung von 2000). Dieser Eindruck wird dadurch bestätigt, dass keine Instabilität, wie oben berichtet, für die Lohn- und Preisgleichungen gefunden wurde.

Zunächst wird ein Überblick über die Kointegrationsbeziehungen gegeben, die Bestandteil der Fehlerkorrekturgleichungen der einzelnen Länder sind (Tabelle 3-3).

Tabelle 3–3
Beschäftigungsgleichungen

Beschäftigungsgleichungen	Beschäftigungsgleichungen			
Endogene sind...:	Deutschland	Frankreich	Spanien	Niederlande
	Abhängig Beschäftigte			
Kointegration (t-Wert in Klammer)				
Ladungskoeffizient	-0,13 (-6,13)	-0,14 (-6,00)	-0,19 (-4,87)	-0,49 (-9,23)
Reales BIP (in logs)	0,45 (4,05)	0,59 (11,96)	0,94 (30,94)	0,82 (39,06)
Reale Lohnkosten. (in logs, mit pgdp)	-0,52 (-2,31)	-	-	-0,15 (1,48)
Trend	positiv	positiv & 1991gebrochen	-	positiv T*(1- s9301))
Stufendummies	s9101	s9101	s9201	s9301
Kurzfrist (Summe der Koeffizienten der verzögerten Variablen in dlogs)				
Beschäftigung (in dlogs)	0,58	0,94	0,37	-
Reales BIP (in dlogs)	0,08	-0,07	-0,13	-0,49
Reale Lohnkosten (in dlogs)	0,18	-	-0,18 (mit pc)	0,51
Anmerkung zur Deterministik				
Saison	ja	ja	ja	ja
Impulsdummies	89q1, 90q1, 91q1.	84q2, 91q1.	-	-
Statistiken				
adj. R²	0,995	0,966	0,771	0,833
Jarque-Bera (Normalität)	0,773	0,799	0,883	0,471
LM(1)	0,988	0,669	0,995	0,477
LM(4)	0,852	0,389	0,842	0,405
ARCH LM(1)	0,208	0,082	0,216	0,344
CUSUM / CUSUM²	stabil / stabil	stabil / stabil	stabil / stabil	stabil / stabil
In-Sample-Forecasts:				
Bias proportion	0,010	0,001	0,003	0,001
Variance proportion	0,052	0,001	0,022	0,004
Covariance proportion	0,939	0,999	0,974	0,994
Stabilität der Kointegrationskoeffizienten	stabil, wobei Reallohn um 1993 insignifi- kant.	stabil	stabil	stabil
Name der Gleichung	a eealt 05best	cl ee ecm21	eq es ee	cl eenl06
Schätzzeitraum	1980q1-2003q4	1980q1-2003q4	1986q1-2002q4	1987q1-2003q4

Legende und Anmerkungen zur Tabelle:

(-): restringierter Koeffizient.

adj. R²: Indikator für das Erklärungsvermögen der Gleichung, korrigiert um die Anzahl der erklärenden Variablen.

Jarque-Bera (Normalität): Probabilität, dass unter der Annahme von normalverteilten Residuen eine J-B-Statistik größer als die beobachtete J-B-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Normalitätshypothese).

LM(1): Probabilität, dass unter der Annahme keiner Autokorrelation erster Ordnung eine LM(1)-Statistik größer als die beobachtete LM(1)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Nicht-Autokorrelation-Hypothese).

LM(4): Probabilität, dass unter der Annahme keiner Autokorrelation bis zur vierten Ordnung eine LM(4)-Statistik größer als die beobachtete LM(4)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Nicht-Autokorrelation-Hypothese).

ARCH-LM(1): Probabilität, dass unter der Annahme keiner ARCH-Autokorrelation erster Ordnung eine ARCH-LM(1)-Statistik größer als die beobachtete ARCH-LM(1)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Nicht-Autokorrelation-Hypothese).

CUSUM / CUSUM²: Stabilitätstests. Wenn die kumulierten Residuen / quadrierten Residuen sich nicht außerhalb der Konfidenzbänder befinden, wird auf Stabilität der Gleichung zurückgeschlossen.

In-Sample-Forecasts: Zerlegung der Mean-Squared-Forecast-Error in:

Bias proportion: sollte möglichst nahe 0 sein.

Variance proportion: sollte möglichst nahe 0 sein.

Covariance proportion: sollte möglichst nahe 1 sein.

Stabilität der Kointegrationskoeffizienten: wird mit einer rekursiven Schätzung überprüft.

Wie in der Stabilitätsanalyse im Anhang untersucht wurde, muss der Bruch im Jahr 1991 (deutsche Wiedervereinigung) in Deutschland und in Frankreich in der Kointegration berücksichtigt werden und der von 1993 in der niederländischen Gleichung (Regimewechsel).

Wie man sieht, ist die Gewichtung zwischen Bruttoinlandsprodukt (BIP) und Lohnkosten in der Gleichung für **Deutschland** sehr ausgewogen (0,45/0,52), während sie in den **Niederlanden** sehr ungleich (0,84/0,15)¹² ist. Dies bedeutet, dass die Beschäftigung in Holland stärker auf die Konjunktur reagiert. Der Einfluss der Löhne auf die Beschäftigung dürfte indirekt – über den Außenhandel – stärker sein als der direkte Effekt (Substitutionseffekt zwischen Kapital oder anderen Produktionsfaktoren und dem Faktor Arbeit, der mit dem Koeffizienten der Lohnkosten abgefangen wird). Ferner verfügen die Niederlande mit einem Ladungskoeffizienten von 0,45 über einen viel schnelleren Anpassungsmechanismus. Ein solches Ergebnis wird auch in anderen Studien gefunden und bestätigt daher unseren Befund.

Ein ähnlicher BIP-Koeffizient ist für Deutschland von der Bundesbank in ihrem makroökonomischen Mehr-Länder-Modell (MEMMOD¹³) geschätzt worden. Dort lautet die Fehlerkorrekturgleichung:

¹² Wie oben erwähnt, waren die Reallohnkosten keine verlässliche Größe in der Kointegration, was in dem niedrigen t-Wert zum Ausdruck kommt. Wir haben hier einen Kompromiss zwischen ökonomischer Plausibilität und ökonometrischer Schätzung (hinsichtlich der Residuen und den Out-Of-Sample-Prognosen) gemacht.

¹³ Vgl. Deutsche Bundesbank (2000). Das Modell ist von 1974 bis 1997 (1977-1997 für die Niederlande) mit Ursprungswerten für Deutschland (für alle anderen Länder mit saisonbereinigten Werten) geschätzt. Eine Stufendummy-Variable 1990:3 ist eingebaut worden, um den statistischen Bruch aufgrund der deutschen Wiedervereinigung aufzufangen.

$$\ln(h_{wee}) = -0,99 + 0,52 \cdot \ln(gdp95 + m95) - 0,72 \cdot [\ln(g_{wage}/h_{wee}) - \ln(p_{findd} \cdot (1 - TaxInd))],$$

wobei h_{wee} für die geleisteten Arbeitsstunden, p_{findd} für den Deflator der Endnachfrage ($gdp95 + m95$) und $TaxInd$ für den indirekten Steuersatz stehen. Die Gleichung ist somit anders konstruiert; sie wird anhand des Arbeitsvolumens und der Bruttolöhne geschätzt und enthält eine zusätzliche finanzpolitische Größe – den Preiskeil. Die Reallöhne spielen hier eine größere Rolle, vielleicht weil sie auf Stundenbasis gemessen werden. Die Bundesbankschätzung für die Niederlande wird in Pro-Kopf-Größen durchgeführt und ergibt:

$$\ln(ee) = -0,78 + 0,47 \cdot \ln(gdp95 + m95) - 0,12 \cdot [\ln(g_{wage}/ee) - \ln(p_{findd} \cdot (1 - TaxInd))].$$

Hier findet man das Muster wieder, nach dem der Einfluss der Löhne auf die Beschäftigung indirekt – über den Außenhandel – stärker sein dürfte als der direkte. Dies wird mit dem viel größeren Koeffizienten der Endnachfrage gegenüber dem der Reallöhne ausgedrückt.

Zu vergleichbaren Ergebnissen kommt auch das IAB¹⁴, das für Deutschland eine Beschäftigungsgleichung mit $\ln(ee) = \text{Konstante} + 0,58 \cdot \ln(gdp95) - 0,48 \cdot [\ln(g_{wage}) - \ln(p_{erzeug})]$ schätzt. Hier werden die Erzeugerpreise verwendet und nicht der BIP-Deflator. Die Erzeugerpreise unterscheiden sich in Deutschland stark vom BIP-Deflator sowie von dem des privaten Konsums¹⁵. Ähnlich wie bei der Bundesbank werden auch die Bruttolöhne verwendet. Trotz dieser Differenzen liegen die IAB-Schätzungen erstaunlich nah an den hier ermittelten.

In der Untersuchung von van der Horst (2003)¹⁶ wird der Einfluss des realen Produkts auf eins restringiert, obwohl ein Test auf diese Restriktion für Deutschland negativ ausfiel, nicht aber für die Niederlande und Frankreich. Wenn er frei geschätzt ist, liegt der deutsche Koeffizient bei 0,77. Der Reallohn ist nicht restringiert und beträgt –0,48, was mit den hier durchgeführten Schätzungen im Einklang steht. Der Einfluss eines Trends wurde ebenfalls festgestellt. Die Durbin-Watson-Statistik von 1,13¹⁷ ist ein Indiz für das Bestehen einer Kointegrationsbeziehung, allerdings ist der Ladungskoeffizient mit –0,01 (t-Wert von –3,3) sehr niedrig, was mit der eigentlich verworfenen Einser-Restriktion erklärt werden kann. Die Substitutionselastizität ist in den Niederlanden wie bei den hier präsentierten Schätzungen kleiner (–0,33) als in Deutschland und der Koeffizient des BIP mit 1 auch viel größer, was die oben dargelegte Hypothese wiederum bestätigt. Des Weiteren ist der Ladungskoeffizient in den Niederlanden mit –0,44 (t-Wert von –5,5) auch viel höher, was die These der schnelleren Anpassung des niederländischen Arbeitsmarktes – und damit die DIW-Schätzungen – bestätigt.

¹⁴ Vgl. Bach et al. (2004) S. 4. Das Modell wird erst ab 1991 für Gesamtdeutschland und mit saisonbereinigten Werten geschätzt.

¹⁵ Eine Regression der Erzeugerpreise auf die Deflatoren des BIP und des privaten Konsums zeigt, dass der Konsumdeflator den größten Einfluss hat und dass die Einflüsse beider Preisindizes nach 1991 abgenommen haben.

¹⁶ Es handelt sich dabei um jährliche Daten von 1960 bis 1998 für Westdeutschland.

¹⁷ Als Faustregel gilt, dass eine DW-Stat über 1 ein Zeichen dafür ist, dass eine Kointegrationsbeziehung besteht. Dies gilt natürlich nur für Kointegrationsüberlegungen. Bei Standardschätzungen gilt weiterhin, dass die DW-Stat um 2 liegen sollte, wobei die LM-stat zu bevorzugen ist, wenn verzögerte Endogene in der Gleichung vorhanden sind.

Anders als in Deutschland und in den Niederlanden spielen die Lohnkosten in Frankreich und in Spanien keine Rolle. In **Frankreich** konnten weder die Reallohnkosten noch unrestringierte Lohn- und Preisgrößen in die Kointegration einbezogen werden. Entweder waren die Koeffizienten nicht signifikant oder sie hatten das falsche Vorzeichen in der Kointegrationsbeziehung. Auch die These eines veränderten Anpassungsmusters, unterschiedliche Elastizitäten je nach Schätzzeitraum, war nicht von Erfolg gekrönt. Die Koeffizienten für Preise und Löhne waren im zweiten Zeitraum insignifikant, obwohl die Koeffizienten im ersten Zeitraum mit richtigem Vorzeichen und signifikant geschätzt wurden. Dies könnte damit zu tun haben, dass die Disinflation sehr rasch, innerhalb von fünf Jahren (1982-1986), stattgefunden hatte und mit politischen Maßnahmen flankiert wurde, so dass die Reallohnkosten danach extrem stabil ausfielen und somit in einer Regression nicht mehr signifikant erscheinen, obwohl sie weiterhin ökonomische Relevanz besitzen. Die Bundesbankschätzung für Frankreich ergibt ebenfalls eine sehr geringe Elastizität der Beschäftigung in Bezug auf die Reallöhne mit einem Koeffizienten von -0,13. Der Koeffizient der Endnachfrage ist mit +0,19 allerdings auch gering. Die Durbin-Watson-Statistik (DW) für Frankreich ist mit 0,08 (0,41 für Deutschland und 0,46 für die Niederlande) aber besonders niedrig, was meistens ein Zeichen dafür ist, dass keine Kointegration besteht. Auch bei van der Horst (2003)¹⁸ ist die Kointegration in Frankreich nicht so stark wie für Deutschland und für die Niederlande (DW-Wert von 0,88). Ein Koeffizient von 1 für das reale BIP wird akzeptiert, die Substitutionselastizität ist aber mit -0,12 die niedrigste aller geschätzten Länder und ist auch nicht signifikant (t-Wert von -1,5). Der Ladungskoeffizient ist entsprechend mit einem t-Wert von -2,7 nicht signifikant. Dies bestätigt unsere Schätzung und legt die Vermutung nahe, dass in Frankreich vielleicht andere Faktoren die Rolle der Reallöhne überlagern oder dass in der langen Phase der Stabilität, wie sie die 90er Jahre gekennzeichnet hat, ökonometrische Schätzungen fehlschlagen.

Man kann 1999 einen vorübergehenden Impuls erkennen, der in der Gleichung für Frankreich nicht aufgefangen wird. Leider ist es nicht klar, ob die Euro-Einführung oder der Beginn der 35-Stunden-Woche¹⁹ dafür verantwortlich ist. Vermutlich war es der Beginn der 35-Stunden-Woche. Der gebrochene Trend ersetzt jedenfalls nicht die Lohnkosten. Ein Perron-Test auf Reallohnkosten konnte zwar ohne Zweifel die Trendstationarität dieser Variablen ablehnen, nicht aber ein normaler ADF-Test²⁰. Der Trend könnte infolgedessen wohl die Rolle der Reallohnkosten übernehmen, nicht aber der gebrochene Trend und die Stufen-Dummy. Eine Schätzung ohne Trend hatte aber weiter zu insignifikanten Koeffizienten bei Löhnen und Preisen geführt.

Auch für **Spanien** hatte die Lohngröße im Fehlerkorrekturmodell keinen Einfluss. Allerdings spielt die Veränderung des Reallohns (mit dem Deflator der privaten Konsumausgaben be-

¹⁸ Eine Dummy für die Periode 1988-1992 ist eingeführt worden. Ein Trend und ein quadratischen Trend konnten gefunden werden.

¹⁹ Vgl. Logeay/Schreiber (2004).

²⁰ Bei der ersten Stufe des Perron-Tests (mit C @TREND FR_S9101 FR_S9101*@TREND FR_Z2*FR_S9801 FR_Z3*FR_S9801) waren s9101 und s9101*@trend nicht signifikant, so dass hier kein Strukturbruch gefunden wurde. Wenn man den Perron-Test trotzdem durchführt (mit 1., 4. und 8. Verzögerten, i9101, i8804 und Saisonummies), dann ist der t-Wert mit -2,80 oberhalb der kritischen Werte, so dass die Instationarität der Reallohnkosten in Frankreich nicht abgelehnt werden kann. Auf der Basis eines normalen ADF-Tests (Verzögerte 1,4,5,8,9,10,11,12, Saisonummies, Konstante und Trend) kann diese Hypothese mit einem t-Wert von -5,53 jedoch deutlich abgelehnt werden.

reinigte Arbeitnehmerentgelte je Arbeitnehmer) in der kurzen Frist durchaus eine geringfügige Rolle. In der langen Frist hat die Reallohnentwicklung jedoch keine Bedeutung. Dies mag auch daran liegen, dass sich das Niveau der Reallöhne in Spanien seit rund zehn Jahren kaum verändert hat. Das Niveau der Beschäftigung wird langfristig also allein vom Bruttoinlandsprodukt bestimmt. Mit einer Elastizität von nahe eins ist die Elastizität der Beschäftigung in Bezug auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität deutlich höher als in den übrigen untersuchten Ländern. Auch im Spanienmodul des Mehr-Länder-Modells des Europäischen Systems der Zentralbanken (ESCB-Multi-Country Model) hat die Banco de España²¹ keine Lohngröße in der Langfristbeziehung. Die Beschäftigungsgleichung der Banco de España wurde vielmehr direkt aus der Produktionsfunktion abgeleitet und enthält neben dem Bruttoinlandsprodukt den Kapitalstock und einen Trend. Die Beschäftigungselastizität des Bruttoinlandsprodukts liegt hier jedoch mit 1,48 sehr hoch, während Kapitalstock und Trend die Beschäftigung negativ beeinflussen. Angesichts der niedrigen DW-Statistik von 0,03 sowie eines t-Werts von -2,04 beim ADF-Test auf die Residuen ist hier jedoch keine Kointegrationsbeziehung nachgewiesen. Zudem endet der Schätzzeitraum hier bereits 1996.

3.1.3.2 Simulationen

Im Folgenden werden wieder Partialanalysen durchgeführt. Zwei Schocks werden für alle vier Länder dargestellt: das reale BIP und die Lohngröße (real) werden jeweils ab dem ersten Quartal 1993 um 1% gegenüber ihrem tatsächlichen Wert erhöht.

Beim Nachfrageschock (vgl. Abbildung 3-6) vollziehen sich die Anpassungen in den Niederlanden innerhalb von gut zwei Jahren vollständig, was für sehr reagible Arbeitsmärkte spricht. Auch in Spanien erfolgt die Anpassung an das höhere Bruttoinlandsprodukt innerhalb von zwei Jahren sehr rasch. Frankreichs Beschäftigung reagiert auch sehr schnell; anderthalb Jahre nach dem Schock ist schon die maximale Wirkung erreicht. Es wird dann noch etwa drei Jahre gebraucht, um die Überreaktion abzubauen. In Deutschland wird hingegen die maximale Wirkung erst nach drei bis vier Jahren erreicht und drei weitere Jahre werden noch gebraucht, um die Überreaktion abzubauen. Deutschland hat hier also die langsamste Anpassungsstruktur.

Die Veränderung der Reallöhne hat in Frankreich keine und in Spanien nur eine vorübergehende Wirkung. In Spanien klingt diese Wirkung nach zwei Jahren aus. Ähnlich ist das Gleichgewicht in den Niederlanden nach zwei Jahren erreicht. Es werden in Deutschland anderthalb Jahre mehr gebraucht, um das Gleichgewicht zu erreichen. Hier zeichnet sich Deutschland wieder als das Land mit der langsamsten Anpassungsstruktur aus.

²¹ Vgl. Estrada/Willman (2002), S.30.

Abbildung 3-6
Beschäftigungsgleichung: Einfluss Reallöhne

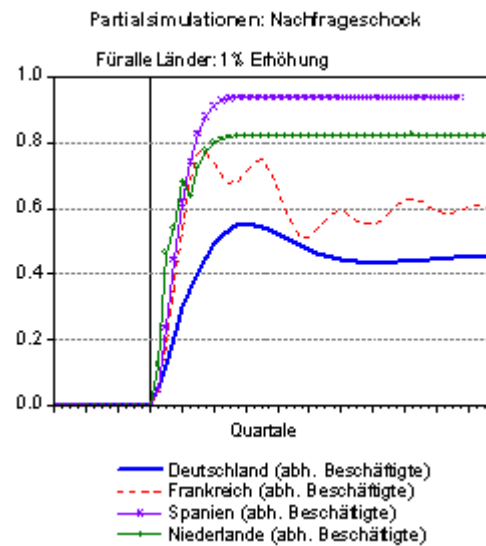
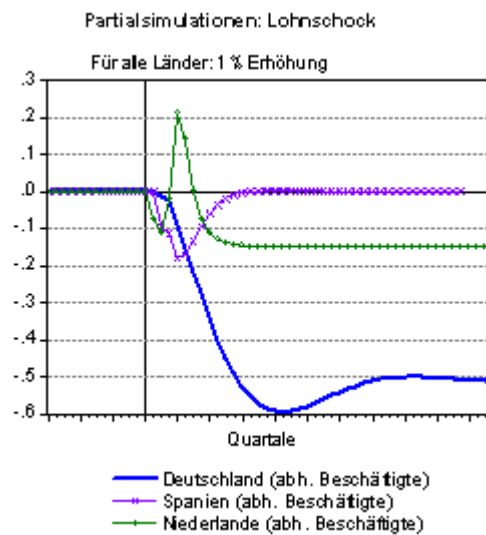


Abbildung 3-7
Beschäftigungsgleichung: Einfluss Reallöhne



3.1.4 Zusammenfassung

Jedes Land hat seine Spezifika und es ist schwer, einen gemeinsamen Nenner zu finden. In Tabelle 3-4 werden die Elastizitäten aus den Fehlerkorrekturtermen sowie in Abbildung 3-8 die Partialsimulationen noch einmal zusammengefasst.

Frankreich ist das Land, das in seinem faktischen Verhalten dem Ergebnis am nächsten ist, das sich bei Befolgung der in Kapitel 2.2.2 aufgestellten normativen Lohnformel eingestellt hätte: Die Löhne passen sich nur unvollkommen an die tatsächliche Preisentwicklung an, dafür aber sehr stark an die Produktivitätsentwicklung. Die Arbeitslosenquote hat auch einen großen Einfluss. In Kapitel 2 wurde analysiert, dass die Sanktionen beim Verfehlen der Lohnformel vielfältig sein können und nicht unbedingt die Form einer höheren Arbeitslosigkeit annehmen müssen. Und umgekehrt muss nicht unbedingt jede Erhöhung der Arbeitslosigkeit auf die Lohnentwicklung zurückgeführt werden. Deshalb wurde in der normativen Lohnformel die Arbeitslosigkeit als Korrekturfaktor nicht einbezogen. In der Modellierung musste die Arbeitslosigkeit aber doch einbezogen werden. Sie dürfte weiterhin zu einem erheblichen Teil ein Indikator für die Verhandlungsmacht darstellen.

Die Preise sind in Frankreich stark an den Löhnen – über den Einfluss der Lohnstückkosten – orientiert, so dass im Wechselspiel von Lohn- und Preisentwicklung Reallohnrigidität entsteht. Damit ist es nicht weiter erstaunlich, dass sich die Beschäftigungsentwicklung nur am Wirtschaftswachstum orientiert, was auch bei Befolgung der normativen Lohnformel erwartet worden wäre (weil die nominalen Löhne die Anpassungsvariable sind, braucht sich die Beschäftigung nicht anzupassen).

Die Niederlande sind eine kleine sehr offene Volkswirtschaft und haben über die Jahre eine aus Sicht dieses Ländertyps optimale Lohn-Preis-Regel entwickelt. Wegen ihrer Größe und Abhängigkeit von außenwirtschaftlichen Faktoren können die niederländischen Produzenten ihre Preise nicht an interne Schocks anpassen. Die Preise sind somit – anders als in Frankreich – relativ rigide (der Lohnentwicklung gegenüber). Die Löhne reagieren aber stark und schnell auf die Preise (anders als in Frankreich, wo sich die Preise stärker an die Löhne anpassen), was faktisch auch eine gewisse Reallohnrigidität verursacht und den niedrigen Koeffizienten der Reallohnkosten in der Beschäftigungsgleichung erklärt. Hingegen ist die Anpassung an die Produktivität relativ niedrig und bewirkt, dass die Beschäftigung stärker als in Frankreich auf die Konjunktur reagiert.

Mit dem Lohn-Preis-System der Niederlande wird deutlich, dass es für kleine und sehr offene Länder keinen Anreiz gibt, der normativen Lohnformel zu folgen. Relativ große Länder (Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien) haben im Prinzip einen Anreiz, sich auf ein einheitliches Verhaltensmuster gemäß der normativen Lohnformel zu verständigen, weil ihr eigenes Verhalten zu (Lohn-)Anpassungen der anderen Länder führen kann. Für kleinere und offenere Ländern bietet sich aus jeweils nationaler Sicht die niederländische Variante als die günstigere an. Sie geht allerdings zu Lasten der anderen Länder in der EWU, weil die Arbeitslosigkeit unabhängig von ihren Ursachen durch Lohnzurückhaltung und eine verbesserte Wettbewerbsfähigkeit ins Ausland

„exportiert“ wird. Aus Sicht der anderen EWU-Mitgliedsländer hat dieses spezielle Lohn-Preis-System daher Nachteile.

Von den Elastizitäten her ist die Lohnbildung in Deutschland nahe an der Frankreichs. Deutschlands Lohnanpassung an Schocks ist zwar etwas langsamer als in Frankreich, aber es sind minimale Abweichungen im Vergleich zu denen der Preis- und Beschäftigungsentwicklungen. Der Vergleich mit Frankreich ist in vielerlei Hinsicht berechtigt: Es sind beides große Länder, sie besitzen eine ähnliche Struktur der Ökonomie (z.B. ähnlicher Offenheitsgrad), und die Lohnbildung ist ähnlich. Trotzdem weicht die Beschäftigungsanpassung in den beiden Ländern stark voneinander ab. Die Beschäftigung reagiert in Deutschland weniger stark auf die Nachfrage, dafür aber sehr stark auf Reallohnänderungen. Dies lässt sich zum Teil mit den Lohn- und Beschäftigungsentwicklungen im Zuge der deutschen Wiedervereinigung erklären. Darüber hinaus spielt auch die Preis-anpassung in Deutschland eine wichtige Rolle. Während die Preise in Frankreich stark auf die Lohnstückkosten reagieren – eine gewisse Reallohnrigidität erzeugend – passiert in Deutschland das Gegenteil mit dem Ergebnis einer gewissen Reallohnflexibilität. Im Falle einer Reallohnflexibilität muss – wenn sich der Reallohn z.B. aufgrund eines Anstiegs der Preise ändert – sich auch die Produktivität ändern. Dies wird dann – wenn das reale BIP als exogen betrachtet wird – durch die Beschäftigungsänderung erreicht. Was die Lohn- und Preisänderungen nicht absorbieren, wird durch die Beschäftigung absorbiert. Dies muss nicht in allen Fällen schlecht sein. Letztlich hängt die Bewertung von der Art der auftretenden Schocks ab. Treten nur Schocks auf, die theoretisch die Relation „Reallohn gleich Produktivität“ nicht ändern (z.B. Ölpreisänderungen, administrative Preisanhebungen), so ist die Reallohnrigidität von Vorteil, weil die Beschäftigung sie nicht absorbieren muss. Treten aber Schocks auf, die diese Relation ändern (z.B. Produktivitätsschock im Zuge der deutschen Wiedervereinigung), dann muss sich der Reallohn anpassen können, um Beschäftigungseinbußen zu vermeiden.

Die Löhne verhalten sich in Spanien völlig anders als gemäß der normativen Lohnformel: Sie sind an die tatsächliche Preisentwicklung gekoppelt und berücksichtigen weder Produktivitätsentwicklung noch die Arbeitslosenquote. Die Preise orientieren sich wiederum stark an der Lohnentwicklung, so dass eine relative Reallohnrigidität geschaffen wird, die aber keineswegs irgendeinen Sanktionsmechanismus beinhaltet. Und trotzdem entwickelt sich die Beschäftigung wie in Frankreich nur in Abhängigkeit von der Nachfrage. Dieses Modell dürfte so langfristig nicht tragfähig sein. Zu Beginn der EWU holte die spanische Wirtschaft gegenüber dem Rest Europas auf. Sobald die für Spanien expansiven Anfangsimpulse der EWU ausgelaufen sind, benötigt Spanien ein Lohnverhalten, das dauerhaft die internationale Wettbewerbsfähigkeit sichert. Der Strukturbruch im spanischen Lohnverhalten dürfte in absehbarer Zeit kommen.

Abbildung 3-8
Alle Partialsimulationen

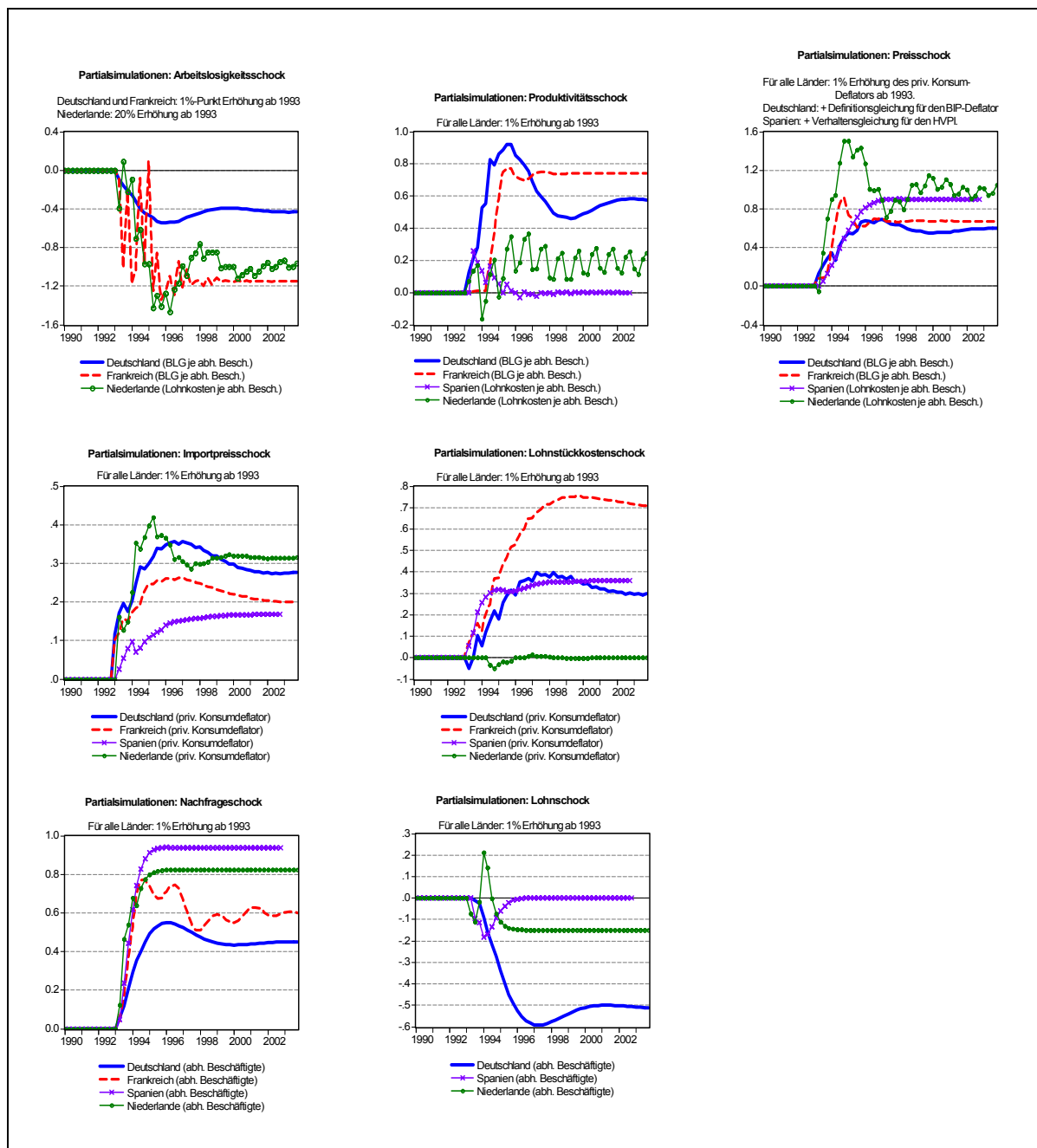


Tabelle 3–4
Langfristige Elastizitäten

	Deutschland	Frankreich	Spanien	Niederlande
	Lohngleichungen (DE und FR: Bruttolöhne, ES und NL: Lohnkosten)			
Privater Konsumdeflator	0,60	0,68	0,90	1,00
Arbeitsproduktivität	0,56	0,74	--	0,19
Arbeitslosenquote (nicht in %)	-0,42	-1,16	--	-0,06 (in logs)
	Preisgleichungen			
Lohnstückkosten	0,31	0,70	0,35	--
Importdeflator	0,29 (*trend)	0,20 (*trend)	0,16	0,32
	Beschäftigungsgleichungen			
Reales BIP	0,45	0,59	0,94	0,82
Reallohnkosten	-0,52	--	--	-0,15

3.2 Reaktionen der Außenhandelspreise in der EWU

3.2.1 Vorbemerkung

Als eine mögliche Ursache für unterschiedliche Inflationsraten innerhalb der EWU wurde in den vorangegangenen Kapiteln eine unterschiedliche Verarbeitung von Ölpreisschocks und Wechselkursschwankungen in den einzelnen Mitgliedsländern angesprochen. Grundsätzlich ist zu erwarten, dass diese exogenen Schocks über eine Veränderung der Importpreise vielfältige Auswirkungen haben. Auf der einen Seite werden sich die Preise importierter Konsumgüter unmittelbar verändern. Auf der anderen Seite werden die inländischen Produktionskosten beeinflusst, was wiederum Auswirkungen auf das inländische Preisniveau und die Exportpreise hat. Eine Veränderung der Produktionskosten beeinflusst die preisliche Wettbewerbsfähigkeit, was zu Mengenreaktionen bei den Ex- und Importen führt. Das hat wiederum Rückwirkungen auf das wirtschaftliche Wachstum und damit letztlich auf die Beschäftigung.

Wie groß die Effekte sind, die von einer Veränderung der Importpreise ausgehen, hängt von einer Reihe von Faktoren ab. In der Regel werden Wechselkursschwankungen nur dann Preisänderungen nach sich ziehen, wenn sie als dauerhaft eingeschätzt werden. Im Falle vorübergehender Wechselkursänderungen verhindern die Kosten, die mit einer Neufestsetzung der Preise verbunden sind (menu costs), eine Preisanpassung. Das Ausmaß der Preisänderungen hängt davon ab, in welchem Umfang Wechselkursänderungen in die Außenhandelspreise überwälzt werden. Wie stark Änderungen der Importpreise schließlich auf das heimische Preisniveau wirken, hängt maßgeblich vom Offenheitsgrad der jeweiligen Volkswirtschaft ab.

In der empirischen Wirtschaftsforschung spielt die Frage nach den Auswirkungen von Wechselkursschwankungen auf die Außenhandelspreise eine wichtige Rolle. Wenn ein Exporteur seine Waren in heimischer Währung fakturiert, dann führt eine Aufwertung der heimischen Währung automatisch zu einer Erhöhung seines Angebotspreises²² auf dem ausländischen Absatzmarkt. Es stellt sich nun die Frage, ob der Exporteur willens und in der Lage ist, diese aufwertungsbedingte Preiserhöhung an seine Kunden weiterzugeben oder ob er den Angebotspreis auf dem ausländischen Absatzmarkt weitgehend konstant hält und damit hinnimmt, dass die für ihn damit verbundene Preissenkung seine Gewinnmarge schmälert. Grundsätzlich wird die Reaktion des Exporteurs von seiner Wettbewerbsposition auf dem jeweiligen Markt abhängen. Wenn ein großer Konkurrenzdruck herrscht, wird er tendenziell zu einer Reduktion seines Gewinns bereit sein. Diese Notwendigkeit besteht nicht, wenn er eine marktbeherrschende Stellung innehat.

Das Preissetzungsverhalten im Außenhandel steht im Zentrum der umfangreichen Literatur, die sich mit der unvollkommenen Weitergabe von Wechselkursschwankungen (Pricing-to-Market) befasst.²³ Traditionell wird dabei untersucht, in welchem Umfang wechselkursbedingte Preissteigerungen in die Ausführpreise einzelner Branchen und Sektoren überwälzt werden (z.B. Athukorala/Menon (1995)). Bislang gibt es nur sehr wenige Untersuchungen, in denen das Phänomen des Pricing-to-Market (PTM) auf gesamtwirtschaftlicher Ebene analysiert wird (Clostermann (1996), Deutsche Bundesbank (1997), Warmedinger (2004)).

Bei der Modellierung der Außenhandelspreise im EBC-Modell wurde versucht, der Theorie des PTM Rechnung zu tragen. Grundsätzlich wurde eine für alle Länder gleiche Struktur der Schätzgleichungen angestrebt, damit die Ergebnisse der Simulationen von Wechselkurs- und Ölpreisschocks vergleichbar sind. Im Folgenden wird kurz der theoretische Rahmen der Theorie des Pricing-to-Market skizziert. Die empirische Umsetzung ist Gegenstand der nachfolgenden Kapitel.

3.2.2 Theorie der unvollkommenen Weitergabe von Wechselkursschwankungen

Ausgangspunkt für die Entwicklung der Theorie der unvollkommenen Weitergabe von Wechselkursschwankungen war die Beobachtung, dass das „law of one price“ in zweifacher Hinsicht in der Empirie nicht gilt. Zum einen werden für relativ homogene Güter auf ein und demselben Markt unterschiedliche Preise verlangt. Zum anderen gibt es dauerhafte Preisunterschiede für ein und dasselbe Gut in Inland und Ausland. Im Folgenden werden die Bestimmungsfaktoren der Außenhandelspreise anhand eines Mark-up-Modells²⁴ abgeleitet. Damit ist unterstellt, dass auf den Absatzmärkten unvollkommener Wettbewerb herrscht.

Der Exportpreis des ausländischen Anbieters (in ausländischer Währung) (PEX^*) ergibt sich in diesem einfachen Modell durch einen Aufschlag (Mark-up) auf seine ausländischen Produktionskosten (C^*):

²² Der Angebotspreis ist der Preis, dem sich der ausländische Nachfrager gegenüberstellt, also Exportpreis (in der Währung des Exporteurs) dividiert durch den nominalen Wechselkurs.

²³ Einen Überblick über diese Theorie gibt Menon (1995).

²⁴ Vgl. z.B. Dornbusch (1987).

$$(18) \quad PEX^* = (1 + \pi)C^*.$$

Dieser Mark-up ist nicht konstant, sondern von der Wettbewerbssituation auf dem jeweiligen Absatzmarkt abhängig. Ein Maß für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit des ausländischen Exporteurs auf dem inländischen Absatzmarkt ist das Verhältnis zwischen dem Konkurrenzpreis im Inland (gemessen durch die Produktionskosten im Inland (C), die mit dem nominalen Außenwert (AW) in ausländische Währung umgerechnet werden) und dem Exportpreis des ausländischen Anbieters (d.s. seine Produktionskosten (C^*))

$$(19) \quad (1 + \pi) = \left(\frac{C \times AW}{C^*} \right)^\alpha \quad \text{mit } \alpha \geq 0.$$

Durch Einsetzen von (19) in (18) erhält man den folgenden Ausdruck für den Exportpreis des ausländischen Anbieters:

$$(20) \quad PEX^* = \left(\frac{C \times AW}{C^*} \right)^\alpha \times C^*.$$

Dieser Ausdruck lässt sich durch Logarithmieren in einen linearen Ausdruck überführen:

$$(21) \quad pex^* = \alpha(c + aw) + (1 - \alpha)c^*.$$

Wenn man unterstellt, dass Transportkosten, Einfuhrzölle etc. ignoriert werden können, dann erhält man den Importpreis in heimischer Währung (in logs), indem man auf beiden Seiten von Gleichung (21) den nominalen Außenwert (in logs) subtrahiert:

$$\underbrace{pex^* - aw}_{pim} = \alpha(c + aw) + (1 - \alpha)c^* - aw,$$

Durch Umformen erhält man die Importpreisgleichung (in logs):

$$(22) \quad pim = \alpha c + (1 - \alpha)(c^* - aw).$$

Der inländische Exportpreis lässt sich spiegelbildlich zum ausländischen Exportpreis ableiten:

$$(23) \quad pex = \beta(c^* - aw) + (1 - \beta)c.$$

Die Koeffizienten α (Gleichung 21) bzw. β (Gleichung 23) messen, inwieweit sich Exporteure bei ihrer Preissetzung an den Preisen der ausländischen Konkurrenten orientieren. Unter der Annahme, dass die Produktionskosten gegeben sind, können sie als ein Maß dafür interpretiert werden, in welchem Umfang Unternehmen Wechselkursänderungen durch eine Variation ihrer Gewinnmargen auffangen, um ihre Angebotspreise auf dem ausländischen Absatzmarkt zu steuern. α bzw. β werden deshalb als Pricing-to-Market-Koeffizienten bezeichnet.

Die Frage, in welchem Umfang Exporteure aufwertungsbedingte Erhöhungen ihrer Angebotspreise an die ausländischen Abnehmer weitergeben, hängt von ihrer Stellung auf dem Absatzmarkt ab. Wenn sie Preisnehmer sind (d.h. $\alpha=1$ bzw. $\beta=1$), dann werden sie den Effekt der Aufwertung durch eine Reduktion ihres Gewinns vollständig neutralisieren, so dass sich der Angebotspreis

in ausländischer Währung nicht verändert. Haben sie hingegen eine marktbeherrschende Stellung inne, dann werden sie die aufwertungsbedingte Verteuerung ihrer Angebotspreise vollständig den ausländischen Nachfragern aufbürden – ihr Gewinn bleibt in diesem Fall unverändert. In der Regel werden Exporteure weder ein vollständiges Pricing-to-Market ($\alpha=1$ bzw. $\beta=1$) noch ein vollständiges Exchange-Rate-pass-through ($\alpha=0$ bzw. $\beta=0$) praktizieren, sondern sie werden die aufwertungsbedingte Erhöhung ihrer Angebotspreise teilweise durch eine Reduktion ihrer Gewinne auffangen, um ihre Wettbewerbsposition auf dem ausländischen Absatzmarkt nicht zu gefährden. Es ist also anzunehmen, dass $0<\alpha<1$ bzw. $0<\beta<1$ gilt. $\beta=0,3$ impliziert z.B., dass ein Exporteur im Falle einer 10%igen Aufwertung der heimischen Währung seinen Gewinnaufschlag um 3% reduziert und dass sein Angebotspreis in ausländischer Währung folglich nur um approximativ 7% steigt. Der hier skizzierte theoretische Ansatz impliziert, dass sich die Koeffizienten α und $(1-\alpha)$ bzw. β und $(1-\beta)$ zu eins addieren.

3.2.3 Exportpreise

Die Modellierung der Ausführpreise orientiert sich zunächst an Gleichung (23), wonach die Exportpreise eine Funktion des inländischen Kostenniveaus und des in inländischer Währung ausgedrückten ausländischen Konkurrenzpreises sind. Des Weiteren wurde in allen Schätzgleichungen eine Trendvariable zugelassen, um dem sogenannten Indexaggregationsproblem Rechnung zu tragen (Athukorala/Menon (1995)). Dieses tritt auf, wenn – wie im vorliegenden Fall – hochaggregierte Preisindizes verwendet werden, denen in den verschiedenen Ländern unterschiedliche Warenkörbe zugrunde liegen.

Entgegen den Erwartungen wurde für keines der betrachteten Länder für die in Anlehnung an Gleichung (23) vorgenommene Spezifikation eine stabile Kointegrationsbeziehung gefunden. Ursächlich für dieses Ergebnis ist, dass in Frankreich und den Niederlanden die Importpreise die Entwicklung der Exportpreise maßgeblich beeinflussen bzw. sogar vollständig determinieren (vgl. Abbildung 3-9). Für eine kleine und sehr offene Volkswirtschaft wie die Niederlande ist dieses Ergebnis nicht verwunderlich. Für Frankreich überrascht indes der Gleichlauf von Ex- und Importpreisen seit Mitte der 80er Jahre. Die deutschen und die spanischen Exportpreise hingegen werden neben den Importpreisen von anderen Faktoren beeinflusst.

In Tabelle 3-5 sind die Schätzgleichungen für die Ausführpreise Deutschlands, Frankreichs, Spaniens und der Niederlande überblicksartig dargestellt. Eine ausführliche Dokumentation aller Schätzgleichungen befindet sich im Anhang. Im oberen Drittel der Tabelle werden die Ladungskoeffizienten sowie die Koeffizienten der an der Kointegrationsbeziehung beteiligten Variablen ausgewiesen. Da für die Schätzungen logarithmierte Zeitreihen verwendet werden, können diese Koeffizienten als Elastizitäten interpretiert werden.²⁵ Im mittleren Teil der Tabelle ist die Kurzfrisdynamik der einzelnen Gleichungen zusammenfassend dargestellt. Anschließend werden die Ergebnisse der Spezifikations- und Stabilitäts-Tests und des In-Sample-Forecasts ausgewiesen.

²⁵ Es ist zu beachten, dass man nur für kleine Impulse die logs approximativ als Elastizitäten interpretieren kann!

Abbildung 3-9
Entwicklung der Export- und Importpreise von 1980:1-2002:4

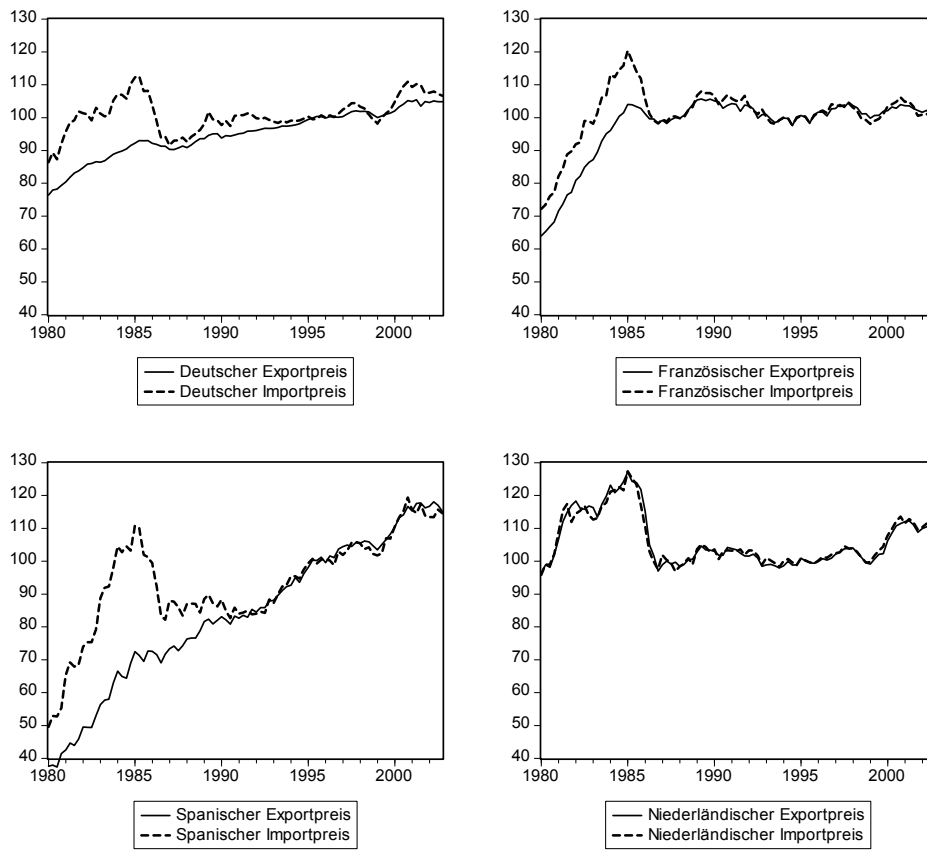


Tabelle 3–5
Exportpreisgleichungen

	Exportpreisgleichungen			
Zu erklärende Variable:	Deutschland	Frankreich	Spanien	Niederlande
	Ausfuhrpreise			
Kointegrationsbeziehung (t-Werte in Klammern)				
Ladungskoeffizient	-0,26 (-4,59)	-0,09 (-4,06)	-0,21 (-4,02)	-0,75 (-9,97)
Importpreise (VGR) (in logs)	0,33 (6,70)	0,67 (4,68)	0,42 (5,89)	1,04 (51,53)
Inländisches Preisniveau (in logs)	0,34 (13,65)	--	0,46 (8,49)	--
Trend	--	--	--	-0,0002 (-4,01)
Kurzfristedynamik (Summe der Koeffizienten der verzögerten Variablen in dlogs)				
Exportpreise (in dlogs)	0,19	-0,08	-0,44	0,11
Importpreise (in dlogs)	0,27	0,55	0,35	0,69
Inl. Preisniveau (in dlogs)	-0,18	--	-0,16	--
Auslandsnachfrage (in dlogs)	--	0,13	--	--
Deterministik				
Saisondummies	ja	ja	ja	ja
Impulsdummies	90q1, 01q3, 01q4	84q1, 90q3	--	--
Statistiken				
adj. R²	0,82	0,83	0,76	0,84
Jarque-Bera (Normalität)	0,80	0,86	0,02	0,70
LM(1)	0,60	0,08	0,65	0,16
LM(4)	0,89	0,23	0,75	0,57
ARCH LM(1)	0,42	0,74	0,00	0,86
CUSUM / CUSUM²	stabil/ zwischen 91-94 nicht stabil	stabil/stabil	stabil/stabil	stabil/stabil
In-Sample-Forecasts:				
Bias proportion	0,0000	0,0026	0,0115	0,0000
Variance proportion	0,0024	0,0519	0,0048	0,0007
Covariance proportion	0,9976	0,9455	0,9837	0,9993
Stabilität der KI-Koeffizienten	stabil	stabil	stabil	stabil
Name der Gleichung	eq de px 1	eq fr px	eq es px 8	eq nl px a
Schätzzeitraum	1986q1-2003q4	1981q1-2003q3	1980q1-2002q4	1980q1-2003q3

Legende und Anmerkungen zur Tabelle:

Alle Daten sind Ursprungswerte. Alle Zeitreihen stammen direkt aus der VGR des jeweiligen Landes bzw. wurden wie die Auslandsnachfrage in der Schätzgleichung für Frankreich (BIP der acht größten EWU-Länder ohne Frankreich) auf Basis von VGR-Zeitreihen berechnet. Die Zeitreihen für Deutschland stammen aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des DIW Berlin, für alle anderen Länder wurden die Daten von Eurostat verwendet.

adj. R²: Indikator für das Erklärungsvermögen der Gleichung, korrigiert um die Anzahl der erklärenden Variablen.

Jarque-Bera (Normalität): Wahrscheinlichkeit, dass unter der Annahme normalverteilter Residuen eine J-B-Statistik größer als die beobachtete J-B-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Null-Hypothese).

LM(1): Wahrscheinlichkeit, dass unter der Annahme keiner Autokorrelation erster Ordnung eine LM(1)-Statistik größer als die beobachtete LM(1)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Null-Hypothese).

LM(4): Wahrscheinlichkeit, dass unter der Annahme keiner Autokorrelation bis zur vierten Ordnung eine LM(4)-Statistik größer als die beobachtete LM(4)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Null-Hypothese).

ARCH-LM(1): Wahrscheinlichkeit, dass unter der Annahme, dass keine ARCH-Autokorrelation erster Ordnung vorliegt, eine ARCH-LM(1)-Statistik größer als die beobachtete ARCH-LM(1)-Statistik ausfällt. (Ein Wert unter 5% führt zur Ablehnung der Null-Hypothese).

CUSUM / CUSUM²: Stabilitätstests. Wenn die kumulierten Residuen / quadrierten Residuen sich nicht außerhalb der Konfidenzbänder befinden, wird auf Stabilität der Gleichung zurückgeschlossen.

In-Sample-Forecast: Zerlegung des Mean-Squared-Forecast-Error in:

Bias proportion: sollte möglichst nahe 0 sein.

Variance proportion: sollte möglichst nahe 0 sein.

Covariance proportion: sollte möglichst nahe 1 sein.

Stabilität der Koeffizienten in der Kointegrationsbeziehung wird mit einer rekursiven Schätzung überprüft.

In allen vier Ländern hat das Niveau der Importpreise einen maßgeblichen Einfluss auf die Höhe der Exportpreise. Dies gilt insbesondere für ein kleines Land wie die **Niederlande** mit einem Importanteil am Bruttoinlandsprodukt von 55% (2003, nominal). Hier hat das heimische Preisniveau überhaupt keinen Einfluss auf das Exportpreisniveau. Import- und Exportpreise laufen vollkommen parallel, was sich in einer Elastizität der Exportpreise in Bezug auf die Importpreise von eins widerspiegelt. Dies bedeutet, dass eine Importpreiserhöhung von einem Prozent langfristig eine Exportpreiserhöhung im selben Umfang nach sich zieht. Die Kurzfristanpassung läuft bei den niederländischen Exportpreisen ausschließlich über verzögerte Veränderungen der Ausfuhrpreise sowie über zeitgleiche und verzögerte Veränderungen der Importpreise.

Auch im Falle **Frankreichs** wird das Exportpreisniveau langfristig allein von den Importpreisen bestimmt. Das ist ein recht überraschendes Ergebnis, angesichts der Tatsache, dass Frankreich eine bedeutend größere und weniger offene Volkswirtschaft als die Niederlande ist. Hier wäre zu erwarten gewesen, dass auch die inländischen Produktionskosten die Exportpreise beeinflussen. Angesichts des Verlaufs von Ex- und Importpreisen in Frankreich (Abbildung 3-9) ist das Schätzergebnis jedoch plausibel. In der Kurzfristanpassung spielt neben verzögerten Veränderungen der Ex- und Importpreise die um eine Periode verzögerte Veränderung der Auslandsnachfrage eine Rolle.

In **Deutschland** und **Spanien** werden die Exportpreise langfristig von den Importpreisen und von den inländischen Produktionskosten bestimmt. Diese werden für Deutschland durch den Deflator der Gesamtnachfrage und für Spanien durch den Deflator des privaten Konsums gemessen. In der Kurzfristanpassung spielen verzögerte Veränderungen der Außenhandelspreise sowie der inländischen Produktionskosten eine Rolle.

Während die Exportpreisgleichungen für Frankreich, Spanien und die Niederlande problemlos geschätzt werden können, ist die Modellierung der deutschen Ausfuhrpreise schwieriger. Zum einen musste der Schätzzeitraum verkürzt werden, um eine stabile Langfristbeziehung schätzen zu können. Zum anderen zeigen die Ergebnisse des Cusum²-Tests, dass die Gleichung zu Be-

ginn der 90er Jahre leicht instabil ist. Ursächlich hierfür ist vermutlich der vereinigungsbedingte Bruch in den Zeitreihen der Exportpreise und des Gesamtabsatzdeflators. Clostermann (1996) begegnet diesem Problem, indem er eine ‚gleitende‘ Dummyvariable konstruiert, die die allmähliche Preisanpassung in Ostdeutschland abbilden soll. Dieser Dummy startet im ersten Quartal 1991 und wird bis zum dritten Quartal 1994 logarithmisch an den Wert eins herangeführt. Es wird also angenommen, dass die Preisanpassung in den neuen Bundesländern bis Mitte 1994 weitestgehend abgeschlossen war (Clostermann (1996:13)). Da sich bei der In-Sample-Prognose mit der hier geschätzten Exportpreisgleichung für Deutschland keine systematischen Fehler ergeben, wurde auf zusätzliche Deterministik verzichtet. Nachdem der Anpassungsprozess bei den Preisen vollzogen ist, ist der CUSUM²-Test wieder stabil.

3.2.3.1 Simulationen

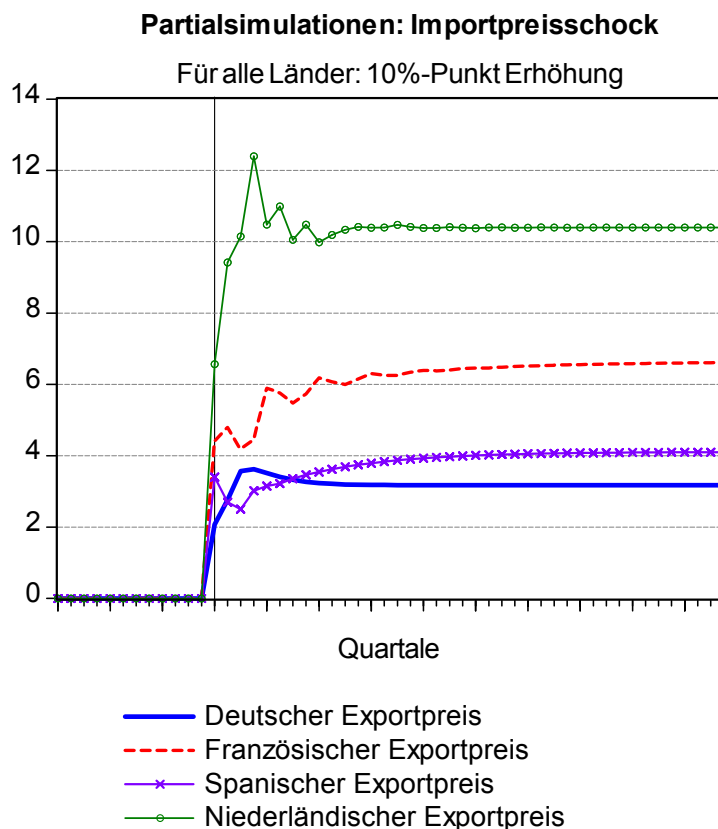
Wie genau der Anpassungspfad nach einem Schock verläuft, hängt neben der Langfristbeziehung auch von der Kurzfristedynamik der Schätzgleichung ab. Im Folgenden wird untersucht, wie alternative Schocks auf die Exportpreisentwicklung wirken. Zunächst wird für alle Länder eine 10%ige Erhöhung der Importpreise simuliert. Danach wird untersucht, welche Auswirkungen eine 10%ige Erhöhung des inländischen Preisniveaus auf die Exportpreisentwicklung hat. Diese zweite Untersuchung wird nur für Deutschland und Spanien durchgeführt, da das inländische Preisniveau für die Entwicklung der Exportpreise in Frankreich und in den Niederlanden weder langfristig noch kurzfristig eine Rolle spielt.

Partialanalyse: 10%ige Erhöhung der Importpreise

Eine 10%ige Erhöhung der Importpreise wirkt sich in den vier betrachteten Ländern sehr unterschiedlich aus. Je nach Land erhöhen sich die Exportpreise langfristig zwischen 3,2% und über 10%. Auch der Anpassungsprozess ist je nach Land sehr verschieden. In **Deutschland** und in den **Niederlanden** kommt es zu einem Überschießen der Exportpreise im ersten Jahr nach dem Importpreisschock. Im zweiten Jahr konvergieren die Exportpreise dann gegen ihr langfristiges Niveau. Während das Überschießen bei den deutschen Ausfuhrpreisen nur gering ist, ist es bei den niederländischen Ausfuhrpreisen ziemlich kräftig. Die starke Wirkung der Importpreise ist im Falle der Niederlande nicht verwunderlich, da die Importquote dort fast 60% beträgt. Im Gegensatz zur Exportpreisanpassung in Deutschland und in den Niederlanden konvergieren die Ausfuhrpreise in **Frankreich** und **Spanien** allmählich gegen ihr langfristiges Niveau, wobei der größte Teil der Anpassung bereits im ersten Jahr stattfindet. Während der Anpassungspfad der spanischen Exportpreise relativ glatt ist, ist der der französischen Exportpreise von deutlichen Schwankungen begleitet. Trotz der unterschiedlichen Anpassungspfade ist in allen vier Ländern der Anpassungsprozess der Exportpreise nach einem Importpreisschock nach etwa drei Jahren abgeschlossen.

Abbildung 3-10

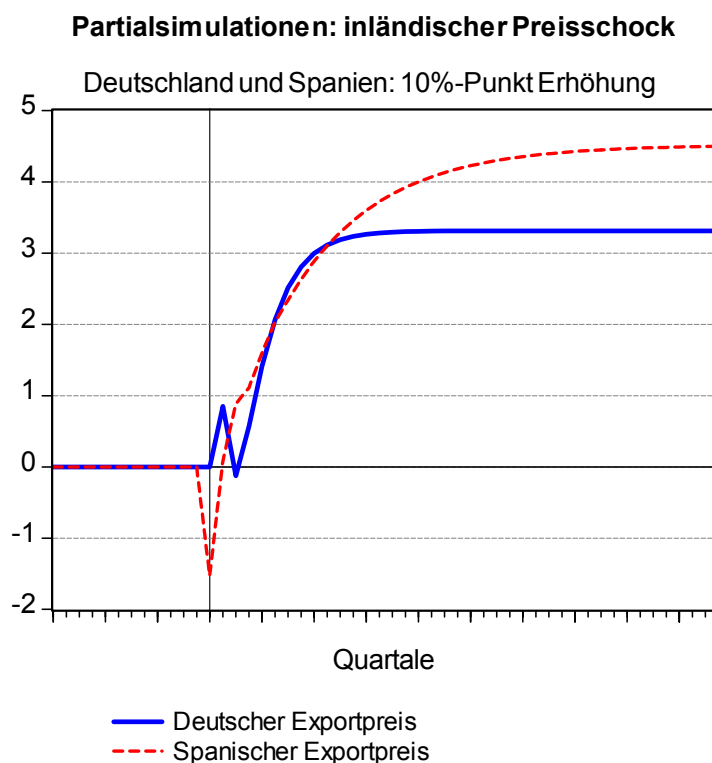
Wirkung einer 10%igen Erhöhung der Importpreise auf die Exportpreise

**Partialanalyse: 10%ige Erhöhung des inländischen Preisniveaus**

Ein 10%iger Anstieg des inländischen Preisniveaus führt in **Deutschland** und in **Spanien** langfristig zu einer Erhöhung der Exportpreise von 3,3 bzw. 4,5%. Allerdings vollziehen sich die Anpassungsprozesse unterschiedlich schnell. Während die Hälfte der Anpassung bei den deutschen Ausfuhrpreisen bereits im ersten Jahr stattfindet und das langfristige Niveau im dritten Jahr nach dem Schock erreicht wird, kommt es bei den spanischen Ausfuhrpreisen kurzfristig zu einem Unterschießen. Anschließend konvergieren die spanischen Exportpreise allmählich gegen ihr langfristiges Niveau. Die Hälfte der Preisanpassung ist im zweiten Jahr abgeschlossen. Das langfristige Niveau wird aber erst nach 6 Jahren erreicht.

Abbildung 3-11

Wirkung einer 10%igen Erhöhung des inländischen Preisniveaus auf die Exportpreise



3.2.4 Importpreise

Die Modellierung der Einfuhrpreise orientiert sich zunächst an der Struktur von Gleichung (22), wonach die Importpreise abhängig sind vom Kostenniveau des ausländischen Anbieters (ausgedrückt in inländischer Währung) und vom inländischen Konkurrenzpreis. Des Weiteren wurde wieder in allen Schätzgleichungen eine Trendvariable zugelassen, um dem sogenannten Indexaggregationsproblem Rechnung zu tragen (Athukorala/Menon (1995)). Um das ausländische Preis- bzw. Kostenniveau zu modellieren, wird ein breiter Preisindex benötigt. Die Deutsche Bundesbank (1997) hat in ihrer Untersuchung einen gewichteten ausländischen Preisindex berechnet und dazu die Gewichte der einzelnen Länder aus ihrer Berechnung des Außenwerts der D-Mark verwendet. Der so berechnete ausländische Gesamtabsatzdeflator wurde dann durch den korrespondierenden Außenwert dividiert; auf diese Weise wurde eine Proxy für das ausländische Kostenniveau (ausgedrückt in inländischer Währung) erzeugt. Diese Art der Berechnung ist im Rahmen des EBC-Modells zu aufwendig, weil sie in gleicher Weise für jedes Land vorgenommen werden müsste. Stattdessen wurde folgende Vorgehensweise gewählt: Die Indikatoren der preislichen Wettbewerbsfähigkeit (d.s. reale effektive Außenwerte) sind multiplikative Indizes. Der Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber 19 Industrieländern (*DE_raw_19*) (d.i. ein realer effektiver Außenwert auf Basis der Deflatoren des Gesamtabsatzes (*pgesdef*)) hat z.B. die folgende Form:

$$DE_raw_19_t = \frac{GNAW_t \times DE_pgesdef_t}{GAPN_t},$$

$$\text{mit } GNAW_t = \prod_{j=1}^n naw_{jt}^{g_{jt}} \text{ und } GAPN_t = \prod_{j=1}^n pgesdef_{jt}^{g_{jt}},$$

wobei $GNAW$ für den nominalen effektiven Außenwert der D-Mark, $DE_pgesdef$ für das deutsche Preisniveau und $GAPN$ für das gewichtete Auslandspreisniveau steht. Dividiert man jetzt DE_raw_19 durch $DE_pgesdef$ und multipliziert diesen Ausdruck mit 100, dann erhält man das ausländische Preisniveau ausgedrückt in inländischer Währung. Wenn diese Größe in der Schätzung verwendet wird, dann muss beachtet werden, dass sie definiert ist als nominaler Außenwert, dividiert durch das ausländische Preisniveau. Logarithmiert man diesen Ausdruck, dann ergibt sich $aw-c^*$. Wenn eine Formulierung angestrebt wird, die in der Darstellung mit obigem theoretischen Modell korrespondiert, dann muss in der Schätzung der Kehrwert, also $DE_pgesdef/DE_raw_19$, verwendet werden.

Bei der Modellierung der Importpreise für die verschiedenen Länder hat sich gezeigt, dass für eine Spezifikation, die von der Struktur her Gleichung (22) entspricht, keine stabile Kointegrationsbeziehung existiert. Vielmehr war es in allen Fällen notwendig, zusätzlich zum ausländischen Kostenniveau und dem inländischen Konkurrenzpreis den in der jeweiligen heimischen Währung ausgedrückten Ölpreis in die Gleichung aufzunehmen. Damit ergibt sich als neue theoretische Restriktion, dass sich die Koeffizienten dieser drei Variablen zu eins addieren (Warmedinger 2004). In empirischen Untersuchungen wird mit dieser Restriktionen unterschiedlich verfahren. Während Warmedinger (2004) die drei Koeffizienten entsprechend restringiert, bezieht Clostermann (1995) die Restriktion nur auf die Preisvariablen und schätzt den Koeffizienten für den Ölpreis frei. Athukorala/Menon (1995) schätzen hingegen alle Parameter frei. In der vorliegenden Untersuchung wurden die Koeffizienten ebenfalls frei geschätzt. Anschließend wurde die Gültigkeit der theoretischen Restriktion für alle Gleichungen anhand eines Wald-Tests getestet. Sie musste in allen Fällen abgelehnt werden. Dadurch, dass die theoretische Restriktion den Daten nicht „aufgezwungen“ wurde, kann die Größe der PTM-Koeffizienten nicht absolut interpretiert, sondern nur als ein Indikator dafür verstanden werden, ob auf einem Markt im Vergleich zu einem anderen relativ mehr oder weniger Pricing-to-Market betrieben wird.

In Tabelle 3-6 sind die Schätzgleichungen für die Einfuhrpreise Deutschlands, Frankreichs, Spaniens und der Niederlande überblicksartig dargestellt. Im oberen Drittel werden wieder die Ladungskoeffizienten sowie die Koeffizienten der an der Kointegrationsbeziehung beteiligten Variablen ausgewiesen. Im mittleren Teil der Tabelle ist die Kurzfrisdynamik der einzelnen Gleichungen zusammenfassend dargestellt. Anschließend werden die Ergebnisse der Spezifikations- und Stabilitäts-Tests und des In-Sample-Forecasts ausgewiesen.

Tabelle 3–6
Importpreisgleichungen

	Importpreisgleichungen			
Zu erklärende Variable:	Deutschland	Frankreich	Spanien	Niederlande
	Einfuhrpreise (VGR)			
Kointegrationsbeziehung (t-Werte in Klammern)				
Ladungskoeffizient	-0,39 (-5,75)	-0,25 (-4,74)	-0,62 (-6,23)	-0,66 (-7,28)
Ausländisches Kostenniveau ¹ (in logs)	0,19 (2,04)	0,54 (2,65)	0,26 (8,91)	0,30 (4,83)
Inländischer Konkurrenzpreis (in logs) = PTM-Koeffizient	0,68 (5,34)	0,31 (1,17)	--	1,04 (8,33)
Ölpreis ¹ (in logs)	0,09 (10,46)	0,06 (2,59)	0,04 (2,88)	0,04 (3,73)
Wechselkurs ggü. US-\$			0,23 (5,94)	--
Trend	-0,003 (-3,96)	-0,005 (-10,13)	--	-0,005 (-10,60)
Kurzfristedynamik (Summe der Koeffizienten der verzögerten Variablen in dlogs)				
Importpreise (in dlogs)	0,39	0,59	--	0,89
Ausländisches Kostenniveau (in dlogs)	0,34	0,27	--	0,30
Inl. Konkurrenzpreis (in dlogs)	--	--	--	-0,53
Ölpreis (in dlogs)	0,04	0,06	0,04	0,08
Wechselkurs ggü. US-\$ (in dlogs)	--	--	0,003	--
Deterministik				
Saisondummies	ja	nein	nein	ja
Impulsdummies	87q2, 92q1	--	--	81q4, 98q4
Statistiken				
adj. R ²	0,75	0,76	0,49	0,83
Jarque-Bera (Normalität)	0,46	0,00	0,59	0,02
LM(1)	0,44	0,28	0,76	0,98
LM(4)	0,67	0,41	0,38	0,69
ARCH LM(1)	0,74	0,33	0,76	0,75
CUSUM / CUSUM ²	stabil/stabil	stabil/stabil	1995-1998 nicht stabil/stabil	stabil/stabil
In-Sample-Forecasts:				
Bias proportion	0,0000	0,0007	0,0000	0,0000
Variance proportion	0,0457	0,0446	0,0047	0,0121
Covariance proportion	0,9543	0,9547	0,9953	0,9879
Stabilität der KI-Koeffizienten	stabil	stabil	stabil	stabil
Name der Gleichung	eq_de_pm_3	eq_fr_pm	eq_es_pm_5	eq_nl_pm
Schätzzeitraum	1981q1-2003q4	1981q1-2003q3	1988q1-2002q4	1980q1-2003q3

¹ Ausgedrückt in inländischer Währung.

¹ Ausgedrückt in inländischer Währung.

Für Deutschland, Frankreich und die Niederlande wurden stabile Langfristbeziehungen zwischen den Einfuhrpreisen, dem Kostenniveau des ausländischen Anbieters (ausgedrückt in inländischer Währung), dem jeweiligen inländischen Konkurrenzpreis und dem Ölpreis (in inländischer Währung) ermittelt. Damit wurde empirische Evidenz dafür gefunden, dass ausländische Anbieter auf dem deutschen, dem französischen und dem niederländischen Absatzmarkt Pricing-to-Market betreiben, was darauf hindeutet, dass dies Märkte sind, auf denen der Konkurrenzdruck hoch ist. Für **Deutschland** beträgt der PTM-Koeffizient 0,68. Das heißt, dass ausländische Anbieter bei einer Aufwertung der heimischen Währung ihren Gewinnaufschlag zu einem beträchtlichen Teil reduzieren und ihre Angebotspreise auf dem deutschen Markt daher nur relativ schwach steigen. Für **Frankreich** beträgt der PTM-Koeffizient 0,31. Das bedeutet, dass auch hier die ausländischen Anbieter ihre Angebotspreise durch eine Variation ihres Gewinnaufschlags steuern. Allerdings werden aufwertungsbedingte Preissteigerungen in einem etwas größeren Umfang als in Deutschland an die Nachfrager überwältigt. Für die **Niederlande** wird ein PTM-Koeffizient von 1 ermittelt, was impliziert, dass ausländische Anbieter auf diesem Markt aufwertungsbedingte Preissteigerungen vollständig durch Gewinnschmälerungen auffangen und es zu keiner Erhöhung der Angebotspreise kommt. Dieses Ergebnis ist erstaunlich, weil es impliziert, dass der Konkurrenzdruck auf diesem Markt am höchsten wäre. In den Schätzgleichungen für die deutschen und die französischen Importpreise vollzieht sich die Kurzfristanpassung über verzögerte Veränderungen des ausländischen und des inländischen Preisniveaus sowie über die zeitgleiche Veränderung des Ölpreises. In der Schätzgleichung für die niederländischen Einfuhrpreise spielt darüber hinaus die um eine Periode verzögerte Veränderung des inländischen Konkurrenzpreises eine Rolle.

In der Importpreisgleichung für **Spanien** spielt der inländische Konkurrenzpreis überhaupt keine Rolle. Das heißt, dass die ausländischen Anbieter kein Pricing-to-Market betreiben, sondern sich bei der Preissetzung primär an der eigenen Kostensituation orientieren. Dafür spielt in Spanien im Gegensatz zu den anderen Ländern der Wechselkurs zum US-Dollar in der langen Frist eine Rolle. Die Kurzfristanpassung läuft bei den spanischen Importpreisen über Veränderungen des Ölpreises und des US-Dollars.

Für alle Länder gilt schließlich, dass der Ölpreis Teil der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung ist. Die geschätzten Koeffizienten liegen zwischen 0,04 in Spanien und den Niederlanden und 0,09 in Deutschland.

3.2.4.1 Simulationen

Im Folgenden werden zwei Schocks simuliert, die typischerweise einen starken Einfluss auf die Importpreisentwicklung haben und die in ähnlicher Form jüngst für den Euroraum beobachtet werden konnten: eine drastische Ölpreiserhöhung und eine Aufwertung gegenüber dem US-Dollar.

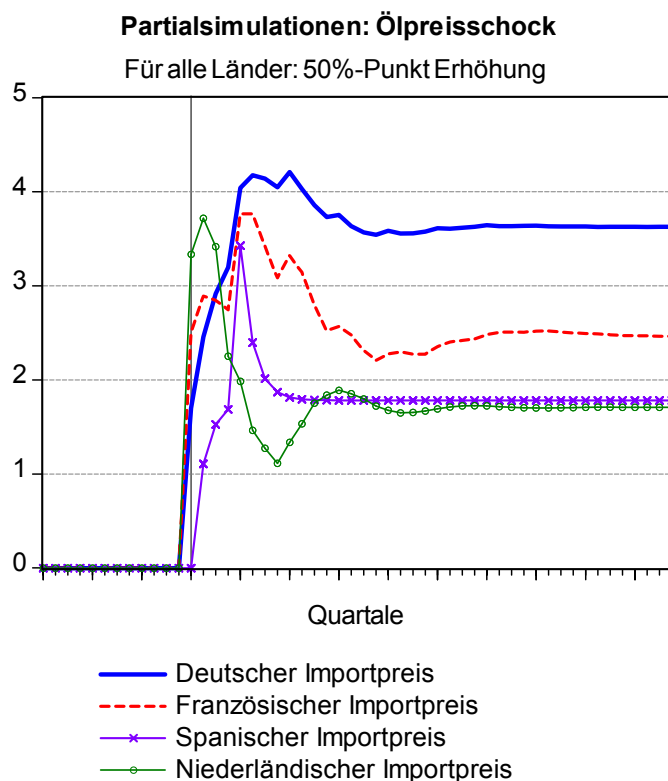
Partialanalyse: 50%ige Erhöhung des Ölpreises in US-Dollar (Brent)

Grundsätzlich sind die hier simulierten Schocks in ihrer Stärke willkürlich gewählt. Da bei den Ölpreisen jedoch sehr drastische Veränderungen innerhalb kurzer Zeit häufiger vorkommen,

wurde für diese Simulation ein Anstieg des Ölpreises in US-Dollar von 50% angenommen. Dabei wurde ein konstanter Wechselkurs unterstellt. Bei gleichzeitig auftretenden Wechselkursveränderungen kann die Veränderung des Ölpreises durch die Auf- oder Abwertung abgemildert oder verstärkt werden.²⁶

Abbildung 3-12

Wirkung einer 50%igen Erhöhung des Ölpreises auf die Importpreise



In allen untersuchten Ländern reagieren die Importpreise nach einem Ölpreisschock kurzfristig mit einem Überschießen. Am schnellsten reagieren die Einfuhrpreise in den Niederlanden. Hier wird die Spitze bereits im zweiten Quartal erreicht, während sie in allen anderen Ländern erst gegen Ende des ersten Jahres erreicht wird. Der dann einsetzende Konvergenzprozess hin zu einem langfristig stabilen Niveau vollzieht sich in den vier betrachteten Ländern unterschiedlich schnell. Während die Einfuhrpreise in **Spanien** und den **Niederlanden** ihr langfristiges Niveau bereits nach zwei bzw. drei Jahren erreichen, ist der Anpassungsprozess in **Deutschland** und in **Frankreich** erst nach vier bzw. fünf Jahren abgeschlossen. Interessanterweise bilden sich die Importpreise in Frank-

²⁶ Bei dieser Simulation wird deutlich, dass man bei großen Schocks die langfristigen Effekte nicht dadurch bestimmen kann, dass man die Koeffizienten aus der Kointegrationsbeziehung mit der Größe des Schocks multipliziert. Die übliche Interpretation der logarithmierten Koeffizienten als Elastizitäten gilt approximativ nur bei kleinen Schocks. Bei einem großen Schock muss die exakte Berechnungsformel verwendet werden. Für den obigen 50%igen Ölpreisschock lautet die Formel: $(\exp(\ln(1,5) \cdot \text{Koeffizient}) - 1) \cdot 100$. In den Abbildungen sind die Langfristeffekte richtig dargestellt.

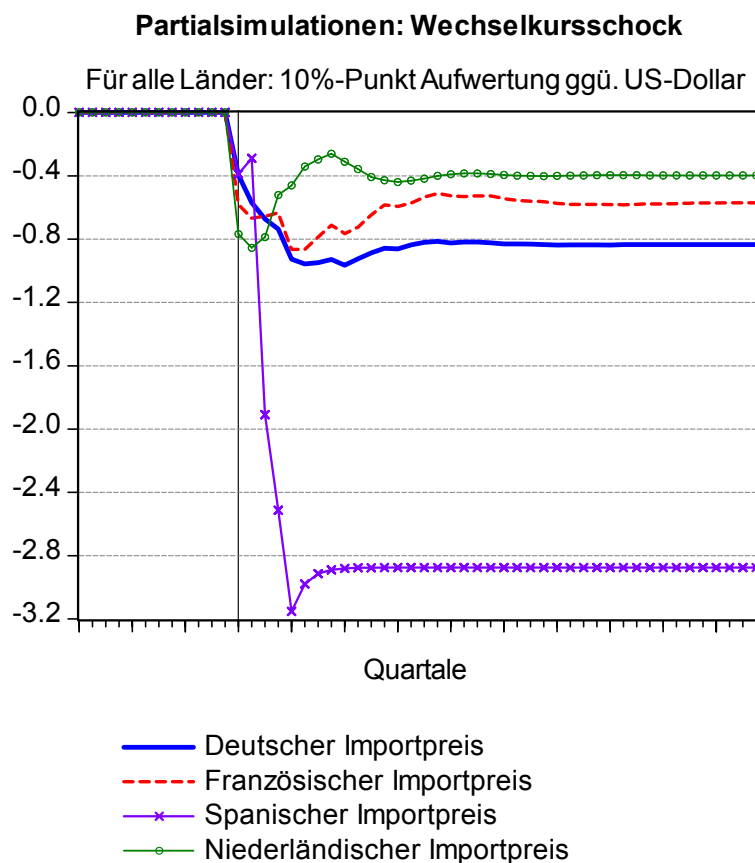
reich, Spanien und den Niederlanden nach dem Überschießen wieder stark zurück, so dass eine 50%ige Erhöhung des Ölpreises in diesen Ländern langfristig nur zu einem Anstieg der Importpreise um 2,5 bzw. 1,6% führt. In Deutschland gehen die Einfuhrpreise nach dem Überschießen deutlich weniger stark zurück. Gegenüber der Basissimulation erhöhen sie sich langfristig um 3,7%.

Partialanalyse: 10%ige Aufwertung gegenüber dem US-Dollar

Im Folgenden wird eine 10%ige Aufwertung der jeweiligen heimischen Währung gegenüber dem US-Dollar simuliert. Bei allen Ländern mit Ausnahme Spaniens wird in der Gleichung der Außenwert der jeweiligen Währung (als Index) verwendet. Dieser steigt bei einer Aufwertung. Nur für Spanien wurde der Wechselkurs in der Preisnotierung für den Dollar verwendet. Er stellt dar, wie viele Peseten²⁷ für einen Dollar zu zahlen sind. In diesem Fall ist eine Aufwertung gleichbedeutend mit dem Rückgang des Dollarpreises in Peseten. Der Schock erfolgt für Spanien also in der umgekehrten Richtung, um mit den übrigen Simulationen vergleichbar zu sein.

In allen Ländern reagieren die Importpreise nach einer Aufwertung der heimischen Währung gegenüber dem US-Dollar kurzfristig mit einem Überschießen. Am schnellsten reagieren wieder die Importpreise in den **Niederlanden**. Hier findet der stärkste Preistrückgang bereits im zweiten Quartal statt, während er in **Deutschland**, **Frankreich** und **Spanien** erst am Ende des ersten Jahres verzeichnet wird. Der Rückgang der Importpreise ist in Spanien mit etwa 3% am stärksten. Das liegt allerdings mit daran, dass eine Abwertung des US-Dollar hier in zweifacher Hinsicht wirkt: zum einen über die Verbilligung des Öls und zum anderen direkt, da der US-Dollar in dieser Gleichung Teil der Kointegrationsbeziehung ist. In Deutschland, Frankreich und den Niederlanden sinken die Importpreise kurzfristig um etwa 1%. Langfristig liegen sie um 0,8% bis 0,4% unterhalb der Basissimulation.

²⁷ Für den Zeitraum nach der Einführung des Euro wurde diese Reihe mit Hilfe des Euro-Dollar-Kurses entsprechend umgerechnet, so dass sich ein fiktiver Pesetenpreis des US-Dollar ergibt.

Abbildung 3-13**Wirkung einer 10%igen realen Aufwertung gegenüber dem US-Dollar auf die Importpreise**

3.3 Reaktionen der Außenhandelsmengen in der EWU

3.3.1 Vorbemerkung

Im vorangegangenen Kapitel wurde zunächst aus theoretischer Sicht erläutert, dass Ölpreis- und Wechselkursschocks über die Importpreise auf das heimische Preisniveau und die Exportpreise wirken können. Die Bedeutung dieser Übertragungswege zu quantifizieren, ist eine empirische Frage, die im vorhergehenden Kapitel anhand von Partialanalysen eingehend untersucht wurde. In diesem Kapitel geht es darum zu untersuchen, wie Export- und Importströme auf Änderungen der relativen Ex- und Importpreise und der Nachfrage reagieren. Mit der Modellierung der Warenströme und der Preise im Außenhandel werden die einzelnen Länder im EBC-Modell miteinander verknüpft, so dass Auswirkungen ausgewählter Schocks nicht länger nur partialanalytisch, sondern in

Kapitel 4 unter Berücksichtigung der Rück- und Wechselwirkungen zwischen den europäischen Ländern simuliert werden können.

Traditionell werden die Determinanten von Wareneinfuhr und –ausfuhr über die Haushaltstheorie hergeleitet (Leamer/Stern (1970), Goldstein/Khan (1985), Sawyer/Sprinkle (1999)). Danach haben Wirtschaftssubjekte bestimmte Bedürfnisse, die sie durch den Erwerb geeigneter Güterbündel zu befriedigen suchen. Da die Haushalte lediglich über begrenzte finanzielle Mittel verfügen, sind ihre Konsummöglichkeiten beschränkt. Sie können aber eine optimale Verwendung ihrer Budgets erzielen, indem sie ihren Nutzen bei gegebenem Einkommen und gegebenen Preisen maximieren. Die nachgefragten Importgütermengen sind demnach abhängig von den Präferenzen der Wirtschaftssubjekte, von ihrem Einkommen, von den Preisen der Importe und von den Preisen der heimischen Güter.²⁸

Neben der Einfuhr von Konsumgütern, die in erster Linie für den privaten Verbrauch bestimmt sind, spielt der Import von Rohstoffen, Vorleistungs- und Investitionsgütern, die als Input für die Produktion benötigt werden, eine große Rolle. In den vergangenen Jahren ist man in zahlreichen empirischen Untersuchungen (Clostermann (1996), Deutsche Bundesbank (1998), Meurers (2003)) dazu übergegangen, die Nachfrage nach importierten Einsatzfaktoren aus einer CES-Produktionsfunktion abzuleiten, die einen funktionalen Zusammenhang herstellt zwischen heimischen (H) und importierten Einsatzmengen (M) und dem damit erzielten Output (Y):

$$(24) \quad Y = [\alpha_1 H^{-\rho} + \alpha_2 M^{-\rho}]^{-\frac{\rho}{\rho-1}}.$$

Unterstellt man, dass sich die Volkswirtschaft als Ganzes wie ein repräsentatives Unternehmen verhält, das seinen Gewinn bei gegebenen Preisen und unter der Nebenbedingung, dass der Output technisch effizient erzeugt wird, maximiert, dann lassen sich die Nachfragefunktionen für alle Einsatzfaktoren durch die Lösung des Maximierungsproblems ableiten. Die Nachfrage für importierte Inputs (m) lautet in logarithmierter Form:

$$(25) \quad m = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 y - \varepsilon_2 (pim - p).$$

Die Importmenge ist demnach abhängig von der wirtschaftlichen Aktivität im Inland (y) sowie dem relativen Importpreis, der gegeben ist durch das Verhältnis von Importpreis (pim) und inländischem Preisniveau (p). Die Exportnachfrage lässt sich analog herleiten, wenn man davon ausgeht, dass die Importnachfrage des Auslands aus derselben Produktionstechnologie wie im Inland resultiert. Die Exportnachfrage (x) lautet in logarithmierter Form:

$$(26) \quad x = \eta_0 + \eta_1 y^* - \eta_2 (pex - (p^* + e)).$$

Die nachgefragte Exportmenge ist demnach abhängig von der ausländischen Aktivitätsvariablen (y^*) sowie dem realen Außenwert der inländischen Währung, der sich zusammensetzt aus dem

²⁸ Da die Importe des einen Landes die Exporte eines anderen Landes sind, kann die Exportnachfrage analog zur Importnachfrage abgeleitet werden.

Exportpreis (p_{ex}) und dem mit dem Wechselkurs (e) in heimische Währung umgerechneten Auslandspreisniveau (p^*).

In den vergangenen Jahren sind eine Reihe von Studien erschienen, die zusätzlich zu der ausländischen Aktivitätsvariablen und dem relativen Preistern eine Proxy für die zunehmende internationale Arbeitsteilung in der Exportfunktion berücksichtigen (Strauß (2000), (2003), Lapp et al. (1995), Döpke/Fischer (1994)).

3.3.2 Exportgleichungen

Im Europäischen Konjunkturmodell des DIW Berlin (EBC-Modell) werden die Exporte getrennt nach Waren und Dienstleistungen modelliert. Die Modellierung der Warenausfuhr für die verschiedenen Länder orientiert sich an der Struktur von Gleichung (26). Das heißt, dass die Entwicklung der Warenexporte in Abhängigkeit von der Nachfrage aus dem Ausland und von der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der Exporteure modelliert wird. Des Weiteren wurde ein linearer Trend zugelassen, der als Proxy für die zunehmende internationale Arbeitsteilung dient. Die Dienstleistungsexporte bestehen zu einem beträchtlichen Teil aus Transport- und Versicherungsdienstleistungen, die mit der Entwicklung der Warenexporte einhergehen. Deshalb wird die Entwicklung der Dienstleistungsexporte anhand der Warenexporte, der preislichen Wettbewerbsfähigkeit und gegebenenfalls einem linearen Trend erklärt, der nun als Proxy für den Abbau von Handelshemmnissen im Zuge der Integration der Märkte interpretiert werden kann.

Im Gegensatz zu anderen Mehr-Länder-Modellen wird im Europäischen Konjunkturmodell des DIW Berlin eine regionale Disaggregation der Warenexporte nach den wichtigsten Absatzmärkten angestrebt. Dahinter steht zum einen die Vermutung, dass die Exportnachfrage auf verschiedenen Absatzmärkten unterschiedlich einkommens- und preiselastisch ist. Zum anderen wird ein Großteil der Warenausfuhr der EWU-Länder nach der Vollendung der Währungsunion nicht länger von Wechselkursschwankungen tangiert. Da eine regional disaggregierte Betrachtung der Exporte diesen Umständen Rechnung trägt, ist zu erwarten, dass diese Vorgehensweise zu präziseren Schätzergebnissen führt. Eingeschränkt wird diese Vorgehensweise bislang noch von Datenrestriktionen. So sind derzeit für Frankreich und die Niederlande nur die Warenexporte in die EWU und in die übrige Welt (Nicht-EWU Länder) modelliert, während die Ausfuhr Deutschlands und Spaniens tiefer gegliedert ist (in die Warenexporte in die EWU, nach Großbritannien bzw. in die übrigen EU-Länder, in die USA und in die übrige Welt).

Die regional disaggregierte Betrachtung hat Konsequenzen für die Auswahl der erklärenden Variablen. Im Gegensatz zu anderen Mehr-Länder-Modellen spiegeln die realen Außenwerte die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der Exporteure auf den jeweiligen Absatzmärkten wider und die Auswahl der Variablen, die die Auslandsnachfrage abbilden, erfolgt mit Blick auf die Struktur der Warenausfuhr des jeweiligen Landes. Wichtig für die geschätzten Elastizitäten ist des Weiteren, dass nationale Zeitreihen vor der Aggregation mit festen Kursen in Euro umgerechnet wurden. Auf diese Weise wird vermieden, dass das Aggregat durch Wechselkursschwankungen verzerrt

ist.²⁹ Die Schätzgleichungen dürften damit präzisere Schätzungen für die Einkommens- und Preiselastizitäten liefern.

Tabelle 3–7
Gleichungen für die Warenexporte in die EWU

	Exportgleichungen			
Zu erklärende Variable:	Deutschland	Frankreich	Spanien	Niederlande
	Warenexporte in die EWU			
Kointegrationsbeziehung (t-Werte in Klammern)				
Ladungskoeffizient	-0,58 (-5,25)	-0,30 (-5,13)	-0,60 (-6,60)	-0,40 (-5,12)
Auslandsnachfrage (in logs)	0,58 (4,17)	0,42 (3,01)	3,51 (57,38)	0,30 (1,68)
Preisliche Wettbewerbsfähigkeit (in logs)	-1,39 (-5,42)	-1,85 (-3,41)	-1,02 (-7,02)	-0,66 (-2,94)
Trend	0,01 (7,24)	0,01 (9,50)	--	0,01 (4,55)
Kurzfristedynamik (Summe der Koeffizienten der verzögerten Variablen in dlogs)				
Exporte in die EWU (in dlogs)	0,10	--	--	0,37
Auslandsnachfrage (in dlogs)	1,42	1,38	2,30	0,78
Preisliche Wettbewerbsfähigkeit (in dlogs)	-0,77	-0,77	-0,79	--
Deterministik				
Saisondummies	ja	ja	ja	ja
Impulsdummies	--	93q1, 99q1	--	98q1, 98q4
Sprungdummy	--	--	99q1	--
Statistiken				
adj. R ²	0,84	0,93	0,90	0,88
Jarque-Bera (Normalität)	0,81	0,72	0,50	0,32
LM(1)	0,16	0,64	0,98	0,58
LM(4)	0,29	0,88	0,84	0,71
ARCH LM(1)	0,49	0,50	0,87	0,63
CUSUM / CUSUM ²	stabil/stabil	stabil/stabil	stabil/stabil	stabil/stabil
In-Sample-Forecasts:				
Bias proportion	0,0000	0,0012	0,0000	0,0020
Variance proportion	0,0108	0,0319	0,0045	0,0389
Covariance proportion	0,9892	0,9669	0,9955	0,9591
Stabilität der KI-Koeffizienten	stabil	stabil	stabil	stabil
Name der Gleichung	eq de xg95 ewu	eq fr xg95 ewu 5	eq es xg95ewu	eq nl xg95 ewu 5
Schätzzeitraum	1985q1-2003q3	1981q1-2003q3	1980q1-2002q4	1980q1-2003q3

²⁹ Beyer/Doornik/Hendry (2000) haben sich intensiv mit den verzerrenden Effekten von Wechselkurschwankungen in aggregierten Zeitreihen befasst. Das von ihnen vorgeschlagene Verfahren ist recht aufwendig, führt aber zu sehr ähnlichen Ergebnissen wie das oben vorgeschlagene Vorgehen, die nationalen Zeitreihen mit einem festen Kurs (z.B. dem Euro-Umstellungskurs) in eine gemeinsame Währung umzurechnen.

Im Folgenden werden die Schätzgleichungen für die Warenexporte Deutschlands, Frankreichs, Spaniens und der Niederlande in die EWU betrachtet. Da für die Schätzungen logarithmierte Variablen verwendet werden, können die Koeffizienten als Elastizitäten interpretiert werden. In Tabelle 3-7 werden die Exportgleichungen zunächst überblicksartig dargestellt und dann erläutert. Anschließend wird anhand von Partialsimulationen die Reaktion der Warenausfuhr in den Euro-raum auf eine 10%ige Erhöhung der Nachfrage aus der EWU sowie auf eine 10%ige Aufwertung der heimischen Währung dargestellt. In diesem Kapitel werden die Warenexporte in die EWU eingehend betrachtet, weil sie für alle betrachteten Länder der mit Abstand wichtigste Absatzmarkt ist. Die übrigen Exportgleichungen (Waren und Dienstleistungen) sind zusammen mit den Simulationen, die ihre Anpassung nach Nachfrage- und Preisschocks veranschaulichen, im Anhang dokumentiert.

Die t-Werte der Ladungskoeffizienten zeigen an, dass für die vier betrachteten Länder stabile Langfristbeziehungen gefunden wurden (Banerjee et al. (1998), Hassler (2004)). In allen Fällen wurde der erwartete positive Einfluss der Auslandsnachfrage und der negative Effekt einer sich verschlechternden preislichen Wettbewerbsfähigkeit auf die Exportentwicklung durch die Schätzungen bestätigt. Des weiteren wurde Evidenz dafür gefunden, dass die zunehmende internationale Arbeitsteilung, die hier durch einen linearen Trend approximiert wurde, die Entwicklung der Warenausfuhr positiv beeinflusst. Für Spanien wurde auf diese Trendvariable verzichtet, weil die Überschätzung am aktuellen Rand sonst noch höher ausgefallen wäre. Allerdings resultiert aus diesem Vorgehen eine viel zu hohe Nachfrageelastizität, die mit denen der übrigen Länder nicht mehr vergleichbar ist. Wäre der Trend berücksichtigt worden, dann hätte sich eine Nachfrageelastizität ergeben, die immer noch doppelt so groß gewesen wäre wie die der übrigen Länder. Dafür hätte aber die so spezifizierte Exportfunktion zu Instabilitäten im Spanienmodell geführt. Um dies zu vermeiden, wurde der Trend in der spanischen Exportgleichung nicht berücksichtigt.

Wie bereits eingangs erwähnt, wurde die Auswahl geeigneter Variablen für die Auslandsnachfrage mit Blick auf die Exportstruktur der betrachteten Länder vorgenommen. Für **Deutschland** und **Frankreich**, die in hohem Maße Investitionsgüter exportieren, wurden die Bruttoanlage- bzw. die Ausrüstungsinvestitionen der acht größten EWU-Länder als Nachfragekomponente verwendet. **Spanien** hingegen exportiert vorwiegend Vorleistungs- und Konsumgüter, so dass die Gesamtnachfrage (Konsumausgaben + Bruttoinvestitionen + Exporte) der übrigen EWU-Länder die angemessene Nachfragegröße ist. Eine geeignete Nachfragegröße für die **Niederlande** zu finden, erwies sich als schwierig, so dass schließlich die Importe der acht größten EWU-Länder verwendet wurden.

Die Schätzergebnisse unterstreichen, dass eine regional disaggregierte Betrachtung der Exporte interessante Informationen liefert. So ist festzustellen, dass die Nachfrage der EWU-Länder nach **deutschen, französischen und spanischen** Erzeugnissen preiselastisch ist, was darauf hindeutet, dass der Konkurrenzdruck auf dem europäischen Absatzmarkt hoch ist. Verglichen mit Studien³⁰, die die gesamten Warenexporte schätzen – also keine regional disaggregierte Betrachtung vorneh-

³⁰ Vgl. z.B. Clostermann (1995), Lapp et al. (1995), Meier (1998), Strauß (2000), Meurers (2003).

men –, erscheinen die Preiselastizitäten recht hoch. Allerdings gibt es gute Gründe zu vermuten, dass nicht die hier geschätzten Elastizitäten zu hoch, sondern dass die in diesen Studien auf Basis aggregierter Zeitreihen geschätzten Preiselastizitäten tendenziell zu niedrig sind. So ist anzunehmen, dass die Einkommenselastizität (Preiselastizität) in der Tendenz überschätzt (unterschätzt) wird, wenn das Nachfrageaggregat durch Wechselkursschwankungen verzerrt ist, da in diesem Fall eine Einkommenselastizität ermittelt wird, die tatsächlich eine Mischung aus Preis- und Einkommenseffekten ist. Die Eliminierung von Wechselkursschwankungen aus dem Nachfrageaggregat führt demnach dazu, dass Einkommens- und Preiselastizitäten präziser geschätzt werden. Des Weiteren ist es offenbar lohnend, real effektive Wechselkurse als Maß für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der Exporteure zu berechnen, die mit dem betrachteten Länderkreis korrespondieren. Die für **Deutschland**, **Frankreich** und **Spanien** auf Basis dieses Konzepts geschätzten Preiselastizitäten sind hoch signifikant. Dass diese Strategie aber nicht immer erfolgreich ist, zeigt sich an der Gleichung für die **Niederlande**. Hier war nur der breite Außenwert gegenüber 18 Industrieländern signifikant, nicht aber der eigens berechnete und inhaltlich plausiblere reale Außenwert gegenüber den EWU-Ländern. Für Deutschland, Frankreich und die Niederlande werden Einkommenselastizitäten von deutlich unter eins ermittelt, was vermutlich auch ein Reflex der oben beschriebenen richtigen Aggregation ist. In diesen Ländern ist der langfristige Effekt der zunehmenden internationalen Verflechtung hoch signifikant und ähnlich groß.

Die kurzfristige Anpassung läuft in den vier betrachteten Ländern über zeitgleiche und verzögerte Veränderungen der Auslandsnachfrage. In Deutschland und Frankreich spielen darüber hinaus zeitgleiche Veränderungen der preislichen Wettbewerbsfähigkeit eine Rolle.

3.3.2.1 Simulationen

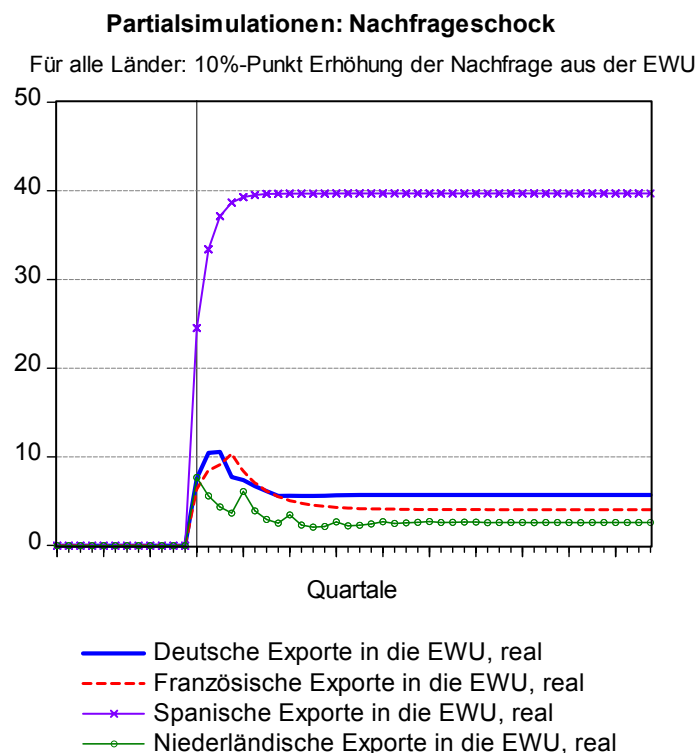
Im Folgenden werden die Auswirkungen von einem Nachfrage- und einem Preisschock partialanalytisch (also ohne weitere Rückwirkungen aus dem In- oder Ausland) untersucht. Dabei wurde jeweils eine Veränderung einer erklärenden Variablen um 10% unterstellt. Während dies im Falle des realen Außenwerts nicht ungewöhnlich ist, ist bei der Nachfrage eher nicht mit Schocks in dieser Größenordnung zu rechnen. Der Umfang des simulierten Schocks wurde unabhängig von solchen Überlegungen vor allem so gewählt, dass sich die Ergebnisse grafisch gut darstellen lassen und von ihrer Größenordnung her nachvollziehbar sind.

Partialanalyse: 10%ige Erhöhung der Auslandsnachfrage

Ein positiver Nachfrageschock führt in allen untersuchten Ländern unmittelbar zu einer kräftigen Ausweitung der Warenexporte in die EWU. In allen Ländern mit Ausnahme Spaniens kommt es kurzfristig zu einem Überschießen. Während die Anpassung an ein neues Gleichgewicht in **Spanien** gerade einmal ein Jahr dauert, braucht der Anpassungsprozess in **Deutschland** zwei und in **Frankreich** und in den **Niederlanden** etwa drei Jahre. Langfristig führt eine 10%ige Erhöhung der Auslandsnachfrage zu einer Steigerung der Warenausfuhr in Deutschland um knapp 6%, in Frankreich um 4% und in den Niederlanden um knapp 3%.

Abbildung 3-14

Wirkung einer 10%igen Erhöhung der Nachfrage aus der EWU auf die Exporte in die EWU

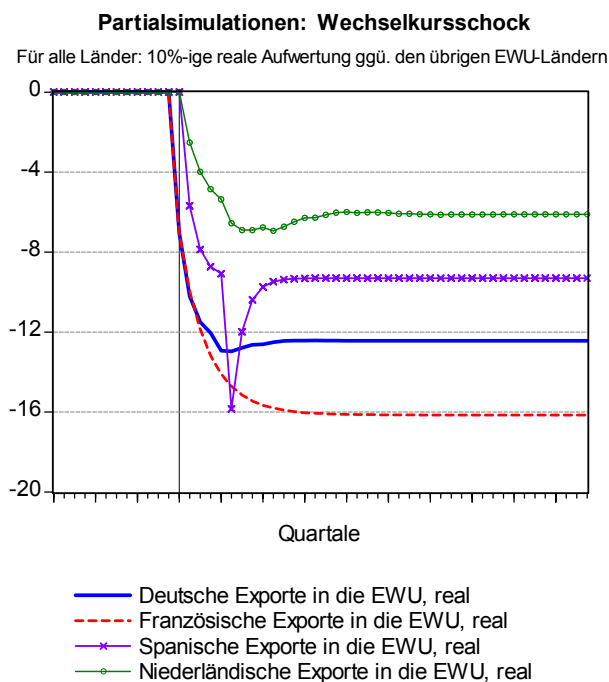


Partialanalyse: 10%ige reale Aufwertung gegenüber den Währungen der übrigen EWU-Länder

Die 10%ige reale Aufwertung bewirkt langfristig eine Einbuße von 6% bis 16% bei den Wareneinfuhren der untersuchten Länder in die EWU. Für alle Länder folgt auf die Aufwertung unmittelbar ein starker Rückgang der Güterexporte in die EWU. Für die **deutschen** und die **französischen** Güterexporte in die Länder des Euroraums spielt die preisliche Wettbewerbsfähigkeit – gemessen am realen Außenwert – eine entscheidende Rolle. Sie sinken überproportional, wenn sich die Wettbewerbsfähigkeit verschlechtert. In **Spanien** kommt es zunächst zu einer überschießenden Reaktion, die sich in den folgenden Quartalen aber wieder vollständig zurückbildet. Langfristig sinken die spanischen Exporte proportional zur Aufwertung. Für die **Niederlande** fällt die Reaktion auf den Aufwertungsschock vergleichsweise gering aus. Es ist aber zu vermuten, dass dies auch an dem in der Schätzung verwendeten breiten Index liegt. Dieser enthält auch den realen Außenwert gegenüber Großbritannien und den USA, deren Wirkung auf die EWU-Exporte gleich null sein dürfte. Somit überrascht die niedrigere Elastizität nicht.

Abbildung 3-15

Wirkung einer 10%igen Aufwertung der heimischen Währung auf die Exporte in die EWU



3.3.3 Importgleichungen

3.3.3.1 Vorbemerkung

Grundlage für die Modellierung der Importnachfrage war für alle Länder Gleichung (25). Das heißt, dass die Importnachfrage in Abhängigkeit von einer inländischen Aktivitätsvariablen und dem relativen Importpreis geschätzt wurde. Allerdings hat sich gezeigt, dass breite Aktivitätsvariablen (BIP oder die Gesamtnachfrage (BIP+Importe)) für die Modellierung der inländischen Nachfrage schlechter geeignet sind als die einzelnen Nachfragekomponenten. Deshalb werden in den Schätzgleichungen einzelne Komponenten der Verwendungsseite des BIP bzw. geeignete Kombinationen dieser Komponenten verwendet.

In Tabelle 3-8 sind die Importgleichungen für die vier Länder überblicksartig dargestellt. Da es für Deutschland – im Gegensatz zu den übrigen Ländern – eine eigene Gleichung für die Dienstleistungsimporte im EBC-Modell gibt, werden hier nur die Güterimporte betrachtet, die einen Anteil von rund 80% an den realen Gesamtimporten haben.

Die inländische Nachfrage wird für **Deutschland**, **Frankreich** und **Spanien** durch Exporte und Investitionen und für die **Niederlande** durch Exporte und private Konsumausgaben modelliert. Die Spezifikation der Schätzgleichungen liefert Evidenz dafür, dass die Importnachfrage in den meisten Ländern primär von der Produktionsseite getrieben wird und dass der Exportsektor in allen Ländern einen beträchtlichen Importkontent aufweist. Unabhängig davon, ob – wie im Falle Deutschlands und Frankreichs – zwei Koeffizienten geschätzt werden, weil die Importe offenbar

unterschiedlich stark auf Veränderungen der Exporte und der Investitionen reagieren, oder nur ein Koeffizient wie im Falle Spaniens und der Niederlande, liegt die Einkommenselastizität der Importnachfrage in den betrachteten Ländern langfristig zwischen 1 und 1,3.

Preiseffekte spiegeln sich in den relativen Importpreisen wider, die als Verhältnis von Importdeflator und inländischem Preisniveau gemessen werden. Der relative Importpreis für **Deutschland**, **Frankreich** und die **Niederlande** wurde auf Basis des inländischen Gesamtabsatzdeflators berechnet. Für Spanien wurde hingegen der BIP-Deflator verwendet. Während die Einkommenselastizität der Importnachfrage in den vier betrachteten Ländern sehr ähnlich ist, unterscheiden sich die langfristigen Preiselastizitäten deutlich. Bei einer Erhöhung des relativen Importpreises sinken die spanischen und die deutschen Importe deutlich stärker als die französischen und die niederländischen Importe.

Die Kurzfristanpassung vollzieht sich in allen Ländern über verzögerte Veränderungen der inländischen Nachfrage. Der relative Importpreis spielt hingegen nur in Frankreich und in den Niederlande eine Rolle. Für Deutschland konnte des Weiteren ein positiver Einfluss des realen verfügbaren Einkommens auf die Wareneinfuhr in der kurzen Frist festgestellt werden.

3.3.3.2 Simulationen

Im Folgenden werden die Wirkungen von drei Schocks partialanalytisch, also ohne Rückwirkungen mit dem In- und Ausland, untersucht. Dabei wird angenommen, dass jeweils eine der inländischen Nachfragekomponenten sowie das Verhältnis von Importpreisen zum heimischen Preisniveau um 10% steigen.

Partialanalyse: 10%ige Erhöhung der inländischen Investitionen (Niederlande: Konsumausgaben)

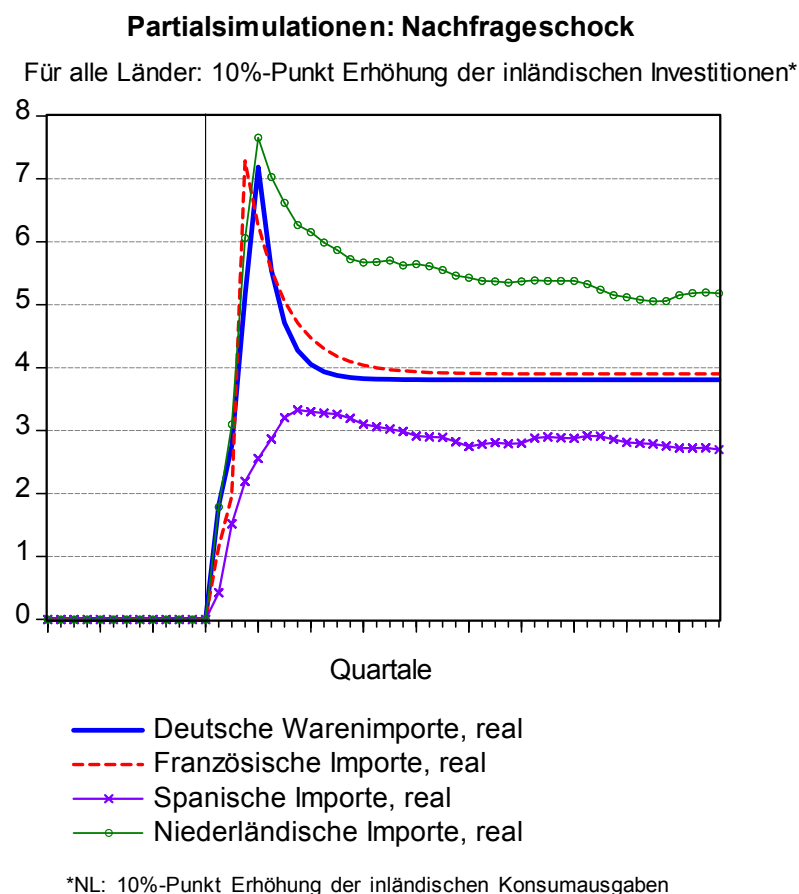
In **Deutschland**, **Frankreich** und den **Niederlanden** kommt es infolge des Nachfrageschocks zu einem deutlichen Überschießen der Importe im ersten Jahr, das im darauf folgenden Jahr jedoch teilweise wieder korrigiert wird. In **Spanien** erfolgt die Anpassung dagegen allmählich. Während sich die Entwicklung in Deutschland und in Frankreich nach rund drei Jahren auf dem neuen Niveau stabilisiert hat, dauert der Anpassungsprozess in Spanien und in den Niederlanden auch nach mehr als fünf Jahren noch an. Langfristig erhöhen sich die Importe Deutschlands und Frankreichs nach einer 10%igen Ausweitung der heimischen Investitionen um etwa 4% gegenüber der Basissimulation. In den Niederlanden liegt dieser Effekt bei 5%, während er in Spanien nur 3% beträgt. Die Unterschiede zwischen den Niederlanden und Spanien werden maßgeblich durch die unterschiedliche Kurzfrisdynamik in den Importgleichungen verursacht.

Tabelle 3–8
Importgleichungen

Importgleichungen	Importgleichungen			
	Deutschland	Frankreich	Spanien	Niederlande
Zu erklärende Variable:	Warenimporte (VGR)	Importe (VGR)		
Kointegrationsbeziehung (t-Werte in Klammern)				
Ladungskoeffizient	-0,48 (-4,69)	-0,30 (-3,00)	-0,37 (-5,67)	-0,30 (-2,68)
Inlandsnachfrage: Investitionen (in logs)	0,39 (6,07)	0,40 (3,16)	--	--
Inlandsnachfrage: Exporte (in logs)	0,82 (25,15)	0,71 (11,23)	--	--
Inlandsnachfrage: Exporte + Ausrüstungsinv. (in logs)	--	--	1,02 (24,49)	--
Inlandsnachfrage: Exporte + Konsum (in logs)	--	--	--	1,22 (15,74)
Relativer Importpreis (in logs)	-0,47 (-3,86)	-0,16 (-1,45)	-0,75 (-13,31)	-0,21 (-1,54)
Kurzfristedynamik (Summe der Koeffizienten der verzögerten Variablen in dlogs)				
Importe (in dlogs)	--	--	0,28	--
Inlandsnachfrage: Investitionen (in dlogs)	0,46	0,48	--	--
Inlandsnachfrage: Exporte (in dlogs)	-0,18	--	--	--
Inlandsnachfrage: Exporte + Ausrüstungsinv. (in dlogs)	--	--	-0,25	--
Inlandsnachfrage: Exporte + Konsum (in dlogs)	--	--	--	0,72
Relativer Importpreis (in dlogs)	--	-0,42	--	0,19
Reales verfügbares Einkommen (in dlogs)	0,27	--	--	--
Deterministik				
Saisondummies	ja	ja	ja	ja
Impulsdummies	93q1	89q3, 92q4	86q1, 92q4	87q3, 88q1, 95q1
Statistiken				
adj. R ²	0,74	0,91	0,87	0,87
Jarque-Bera (Normalität)	0,67	0,39	0,71	0,36
LM(1)	0,43	0,24	0,45	0,75
LM(4)	0,37	0,67	0,62	0,59
ARCH LM(1)	0,18	0,62	0,48	0,04
CUSUM / CUSUM ²	stabil/stabil	stabil/stabil	stabil/stabil	stabil/stabil
In-Sample-Forecasts:				
Bias proportion	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000
Variance proportion	0,0074	0,0001	0,0058	0,0016
Covariance proportion	0,9925	0,9999	0,9940	0,9984
Stabilität der KI-Koeffizienten	stabil	stabil	stabil	stabil
Name der Gleichung	eq_de mg95_2	eq_fr m95	eq_es m95	eq_nl m95 neu
Schätzzeitraum	1980q1-2003q4	1980q1-2003q3	1980q1-2002q4	1980q1-2003q4

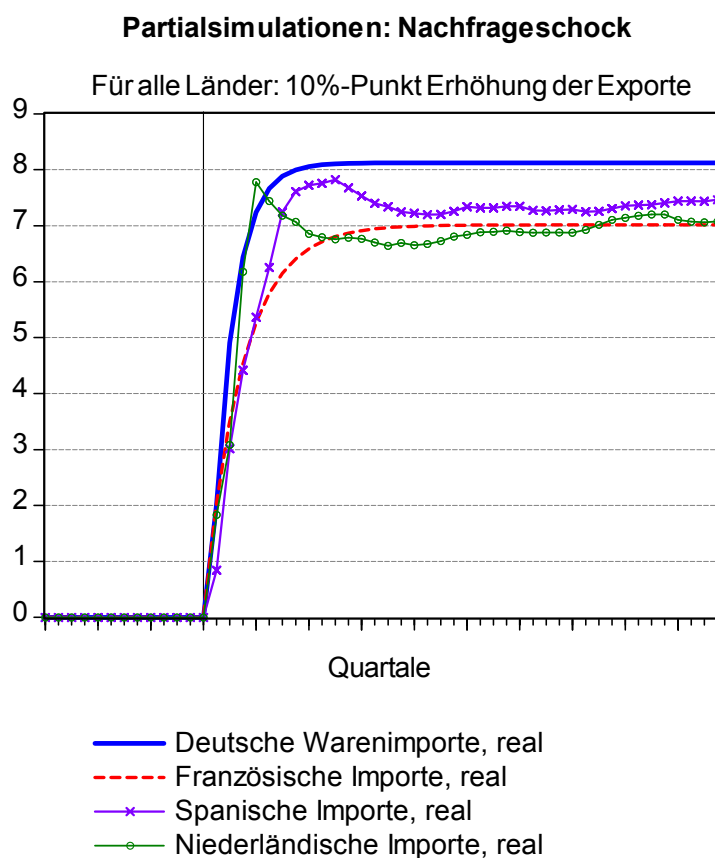
Abbildung 3-16

Wirkung einer 10%igen Erhöhung der inländischen Nachfrage auf die Importe

**Partialanalyse: 10%ige Erhöhung der Exporte**

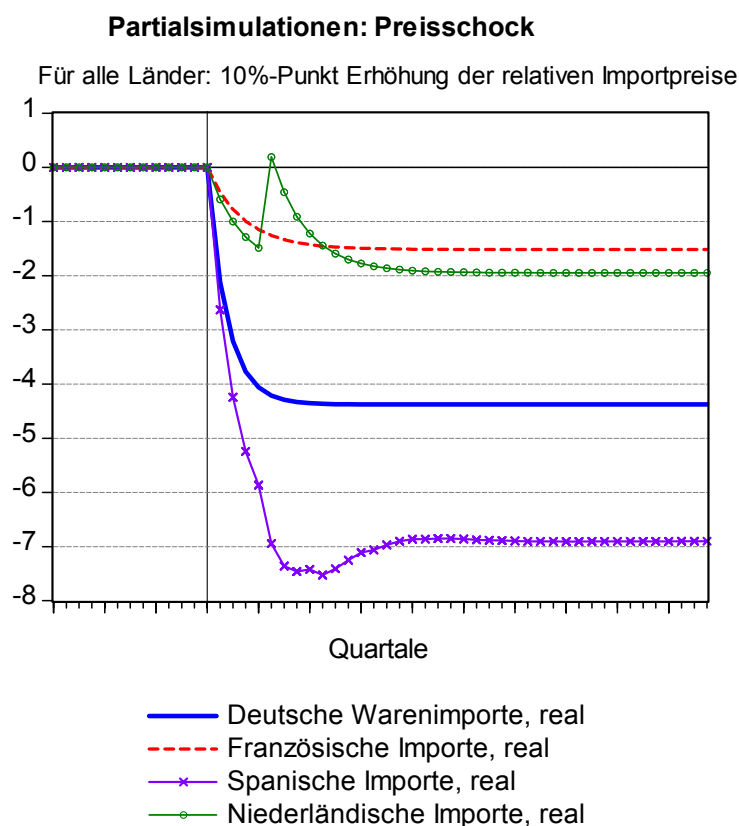
Die langfristige Wirkung einer 10%igen Erhöhung der Exporte ist in allen betrachteten Ländern sehr ähnlich: Die Importe erhöhen sich langfristig um 7% bis 8% gegenüber der Basissimulation. Allerdings unterscheiden sich die Anpassungsprozesse. Während es in **Deutschland** und in **Frankreich** zu einer raschen Anpassung ohne Schwankungen kommt, kommt es in **Spanien** und in den **Niederlanden** zu einem – wenn auch geringfügigen – Überschießen der Importnachfrage. Der Anpassungsprozess vollzieht sich in Deutschland am schnellsten. Nach zwei Jahren haben die Importe ihr neues Niveau erreicht. Wenngleich der Anpassungsprozess in Spanien und den Niederlanden zum Ende des Simulationszeitraums noch nicht vollständig abgeschlossen ist, so sind nach etwa drei Jahren nur noch vernachlässigbare Schwankungen zu verzeichnen. Diese Zeit benötigen auch die französischen Importe, um sich nach dem Nachfrageschock zu stabilisieren.

Abbildung 3-17
Wirkung einer 10%igen Erhöhung der Exporte auf die Importe



Partialanalyse: 10%ige Erhöhung der relativen Importpreise

Im Folgenden wird eine relative Verteuerung der Importpreise um 10% simuliert. In allen betrachteten Ländern kommt es infolge des veränderten Preisverhältnisses zu einer schnellen Reduzierung der Importe. Während dies in **Deutschland** und **Frankreich** ohne große Schwankungen erfolgt, verringern sich die Importe in **Spanien** kurzfristig noch stärker, als es der langfristigen Elastizität entspricht. In den **Niederlanden** ist der Anpassungsprozess von Schwankungen begleitet, die durch die Kurzfristedynamik in der Schätzgleichung verursacht werden. Hier kommt es langfristig – ähnlich wie in Frankreich – nur zu einer geringen Reduktion der Importe von weniger als 2%. In Deutschland und Spanien fällt der Importrückgang mit gut 4% bzw. fast 7% erheblich stärker aus. Der Anpassungsprozess dauert in Deutschland und Frankreich etwa zwei Jahre. In Spanien und den Niederlanden ist er erst nach etwa vier Jahren abgeschlossen.

Abbildung 3-18**Wirkung einer 10%igen Erhöhung des relativen Importpreises auf die Importe**

3.3.4 Verknüpfung der Teilergebnisse aus Kapitel 3.2 und 3.3

In Kapitel 3.2 und 3.3 wurden die Schätzgleichungen für die Preise und die Mengen im Außenhandel dargestellt und ihre (isolierten) Reaktionen auf ausgewählte Schocks erläutert. Im Folgenden sollen nun die einzelnen „Bausteine“, die in Kapitel 3 zusammengetragen wurden, zusammengefügt werden. Das heißt, es wird anhand der Preis- und Mengengleichungen gezeigt, wie sich ein exogener Schock (10%iger Ölpreisschock) durch die Ökonomien „frisst“. Wie im gesamten Kapitel 3 wird auch hier wieder eine partialanalytische Betrachtung vorgenommen. Das ist an dieser Stelle zulässig, weil es hier nicht darum geht, den exakten quantitativen Effekt zu ermitteln, sondern zu zeigen, durch welche Kanäle der Schock auf die einzelnen Volkswirtschaften einwirkt. Simulationen im Rahmen des Mehr-Länder-Modells, also unter Berücksichtigung der Wechsel- und Rückwirkungen zwischen den einzelnen Ländern, werden anschließend in Kapitel 4 vorgenommen.

In den Tabellen 3-9 und 3-10 ist dargestellt, wie eine 10%ige Erhöhung der Ölpreise über eine Veränderung der relativen Import- und Exportpreise die deutschen, die französischen, die spanischen und die niederländischen Importe und Exporte beeinflusst. Nach einem Ölpreisschock steigen in der ersten Runde die Importpreise. Dass die deutschen Einfuhrpreise am stärksten und die niederländischen Einfuhrpreise am schwächsten steigen, liegt daran, dass Deutschland seinen Energiebedarf in hohem Maße über Einfuhren decken muss und die Nachfrage entsprechend unelas-

tisch ist. Da die Niederländer ihren eigenen Energiebedarf zum Teil aus eigenen Quellen decken können, müssen sie weniger Öl einführen. Veränderungen des Ölpreises beeinflussen deshalb die niederländischen Importpreise weniger stark.³¹ Die Importpreiserhöhung erhöht in der zweiten Runde das inländische Preisniveau. Auch hier ist wieder die stärkste Reaktion bei den deutschen Preisen zu verzeichnen. Zum einen, weil die deutschen Importpreise kräftig gestiegen sind, zum anderen weil ihr Einfluss auf das inländische Preisniveau beträchtlich ist. Ein deutlich geringerer Anstieg des inländischen Preisniveaus ist für die anderen drei Länder zu verzeichnen. Interessant ist, dass der Effekt in Frankreich und in den Niederlanden ähnlich groß ist, dass er aber unterschiedlich vermittelt wird: Zwar steigen die Importpreise in Frankreich stärker als in den Niederlanden, ihr Effekt auf das inländische Preisniveau ist jedoch geringer als in dem kleinen Nachbarland. Die Veränderung der Importpreise und der inländischen Preisniveaus impliziert eine Veränderung der relativen Importpreise. In Deutschland verteuern sich die Einfuhren am stärksten. Etwas geringer ist der Preisanstieg in Frankreich. In Spanien und in den Niederlanden ist der geringste Preisanstieg zu verzeichnen. In der letzten Runde führt eine Vertueuerung der Importe in Deutschland zu einem deutlich Rückgang der Importnachfrage. In Spanien sinken die Importe etwa im selben Ausmaß wie in Deutschland. Zwar ist der relative Importpreis deutlich schwächer gestiegen als in Deutschland, dafür ist die spanische Importnachfrage preiselastischer. In Frankreich und in den Niederlanden ist der Rückgang hingegen sehr gering, was jedoch verschiedene Ursachen hat. Während die niederländischen Einfuhren kaum sinken, weil sich die Einfuhren nur leicht verteuert haben, erweist sich die französische Importnachfrage als sehr preisunelastisch. Eine Vertueuerung der Importe hat deshalb kaum einen Effekt auf die nachgefragte Menge.

Tabelle 3–9
Auswirkungen einer 10%igen Erhöhung des Ölpreises auf die Importnachfrage

Schock: 10%ige Erhöhung des Ölpreises			
⇒ langfristige Veränderung des Importpreises um x%			
DE 0,86 %	FR 0,57 %	ES 0,38 %	NL 0,38 %
⇒ langfristige Veränderung des inländischen Preisniveaus um x%			
DE 0,25 %	FR 0,11 %	ES 0,06 %	NL 0,12 %
⇒ langfristige Veränderung des relativen Importpreises um x%			
DE 0,61 %	FR 0,46 %	ES 0,32 %	NL 0,26 %
⇒ langfristige Veränderung der Importnachfrage um x%			
DE -0,29 %	FR -0,07 %	ES -0,24 %	NL -0,05 %

³¹ Zu genau der selben Einschätzung kommen auch Égert et al. (2004).

Abschließend werden die Auswirkungen der Ölpreiserhöhung auf die Exporte der vier betrachteten Länder aufgezeigt. In der ersten Runde kommt es wieder zu einem Anstieg der Importpreise, der sich anschließend in einer unterschiedlich starken Erhöhung der jeweiligen inländischen Preisniveaus niederschlägt. Durch den unterschiedlich starken Preisanstieg in den verschiedenen Ländern verändert sich der reale Außenwert, der als Maß für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der Exporteure verwendet wird. Um die Veränderung des realen Außenwerts approximativ angeben zu können, muss eine Annahme darüber getroffen werden, wie stark sich das Preisniveau im Ausland verändert. Da es hier nicht um die exakte Bestimmung quantitativer Effekte geht, sondern um die Veranschaulichung der Übertragungswege eines Schocks, wird die Veränderung des ausländischen Preisniveaus im Folgenden durch den durchschnittlichen Preisauftrieb in den übrigen EWU-Länder approximiert.³² Dadurch, dass das Preisniveau in Deutschland stärker steigt als in den drei anderen Ländern, verschlechtert sich die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Exporteure deutlich. Es kommt zu einem Rückgang der deutschen Exporte, weil die Exportnachfrage aus dem Ausland sehr preiselastisch ist. In den anderen Ländern verschlechtert sich die preisliche Wettbewerbsfähigkeit nicht, weil der Preisauftrieb im eigenen Land geringer ist als in der approximierten EWU. Folglich ergeben sich für die Exporte dieser Länder keine negativen Effekte.

Tabelle 3–10**Auswirkungen einer 10%igen Erhöhung des Ölpreises auf die Exportnachfrage**

Schock: 10%ige Erhöhung des Ölpreises			
⇒ langfristige Erhöhung des Importpreises um x%			
DE 0,86 %	FR 0,57 %	ES 0,38 %	NL 0,38 %
⇒ langfristige Veränderung des inländischen Preisniveaus um x%			
DE 0,25 %	FR 0,11 %	ES 0,06 %	NL 0,12 %
⇒ langfristige Veränderung des realen Außenwerts um x%			
DE 0,15	FR -0,03	ES -0,10	NL -0,02
⇒ langfristige Veränderung der Exporte um x%			
DE -0,21	FR 0,06	ES 0,1	NL 0,01

Dass sich die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der französischen, der spanischen und der niederländischen Exporteure nicht verschlechtert, ist ein artifizielles Ergebnis, das dadurch zustande kommt, dass wir eine Proxy für das ausländische Preisniveau verwendet haben, die maßgeblich durch das höhere deutsche Preisniveau bestimmt wird. Da es in diesem Abschnitt nicht um die ex-

³² Angenommen, es werden die deutschen Exporte betrachtet. Dann wird das Preisniveau in der EWU durch den Durchschnitt der Preissteigerungen in Frankreich, Spanien und den Niederlanden approximiert.

akte Bestimmung quantitativer Effekte geht, sondern um die Veranschaulichung der Übertragungswege eines Schocks, ist das nicht problematisch. Es hat sogar den Vorteil, dass man jetzt deutlich sieht, dass man die Auswirkungen eines Kostenschocks auf die Exporte nicht anhand der Exportgleichung abschätzen kann, sondern dass es darauf ankommt, wie sich das Preisgefüge insgesamt verändert. Aus den Schätzgleichungen ist ersichtlich, dass sowohl die deutschen als auch die französischen Exporte sehr preiselastisch sind. In unserem Beispiel kommt es aber nur zu einem Rückgang der deutschen Exporte, weil sich nur hier die relativen Exportpreise geändert haben.

3.3.5 Zusammenfassung

In der Einleitung zu dieser Studie wurde als mögliche Ursache für unterschiedliche Inflationsraten innerhalb der EWU die unterschiedliche Verarbeitung von Ölpreisschocks und Wechselkursschwankungen in den einzelnen Mitgliedsländern genannt. Diese exogenen Schocks haben über eine Veränderung der Importpreise vielfältige Auswirkungen. Auf der einen Seite beeinflussen sie über eine Veränderung der Preise der importierten Konsumgüter direkt den inländischen Preisindex. Auf der anderen Seite werden über eine Veränderung der Preise der Inputfaktoren die inländischen Produktionskosten beeinflusst, was wiederum Auswirkungen auf das inländische Preisniveau und die Exportpreise hat. Eine Veränderung der Produktionskosten beeinflusst die preisliche Wettbewerbsfähigkeit, was schließlich zu Mengenreaktionen bei den Ex- und Importen führt. Dies hat wiederum Rückwirkungen auf das wirtschaftliche Wachstum und damit letztlich auf die Beschäftigung.

Die deutschen **Importpreise** reagieren auf diese exogenen Schocks stärker als die französischen und die niederländischen Einfuhrpreise. Im Falle eines Ölpreisschocks spiegelt der starke Anstieg der deutschen Importpreise den Umstand wider, dass Deutschland seinen Energiebedarf in stärkerem Maße als Frankreich und die Niederlande über Einfuhren decken muss und die Nachfrage entsprechend unelastisch ist. In den Ländern, die weniger abhängig von der Einfuhr von Energie sind, steigen die Importpreise weniger stark. Steigende Einfuhrpreise beeinflussen das **inländische Preisniveau** am stärksten in Deutschland und in den Niederlande, den Volkswirtschaften mit einem hohen Offenheitsgrad. Die stärkste Reaktion ist naturgemäß für die Niederlande zu verzeichnen, deren Volkswirtschaft den mit Abstand höchsten Offenheitsgrad aufweist. Eine Erhöhung des inländischen Preisniveaus beeinflusst die **preisliche Wettbewerbsfähigkeit** der heimischen Exporteure. Das Ausmaß dieser Änderung hängt davon ab, wie sich jeweils das ausländische Preisniveau ändert, das ja nicht nur durch die Importpreise, sondern auch durch die Arbeitskosten bestimmt wird. In dem Fall, dass sich die preisliche Wettbewerbsfähigkeit verschlechtert, werden vor allem Deutschland und Frankreich mit **Exportrückgängen** bestraft. Die Exportnachfrage nach deutschen und französischen Produkten reagiert sehr elastisch, was darauf hindeutet, dass der Wettbewerbsdruck sehr hoch ist. Deutschland und Frankreich exportieren in hohem Maße Investitionsgüter und befinden sich daher in direkter Konkurrenz zueinander. Eine Verschlechterung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit führt in Spanien zu einem proportionalen Rückgang der Ausfuhren, während die niederländischen Ausfuhren nur unterproportional sinken. Dies mag damit zusammenhängen, dass die Niederlande Energiegüter exportieren, für die die Nachfrage typischerweise unelastisch ist. Die Importnachfrage hängt in allen Ländern stark von der Entwicklung der Exporte ab, was auf

einen beträchtlichen Importkontent der Exporte hindeutet. In Frankreich, Deutschland und Spanien hängt die Importnachfrage darüber hinaus an der Investitionskonjunktur, während in den Niederlanden der private Verbrauch eine wichtige Rolle spielt. Schließlich wird die Importnachfrage der betrachteten Länder auch vom relativen Importpreis beeinflusst. Während die Importnachfrage der Niederlande und Frankreichs preisunelastisch ist, reagieren die Importe Deutschlands und Spaniens deutlich stärker auf Veränderungen des relativen Importpreises.

4 Modellsimulationen zu den Wachstums- und Beschäftigungseffekten in der EWU

4.1 Simulationen mit dem EBC-Modell des DIW Berlin

4.1.1 Zum EBC-Modell des DIW Berlin

Das European-Business-Cycle-Modell des DIW Berlin (EBC-Modell) dient der kurz- bis mittelfristigen Prognose der wirtschaftlichen Entwicklung in Deutschland und wichtigen europäischen Ländern. Es wird auch zur Analyse lohn-, geld- und finanzpolitischer Maßnahmen eingesetzt. Zurzeit besteht es aus Ländermodellen¹ für Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien und den Niederlanden, die miteinander interdependent verknüpft sind. Das Modell ist datenbasiert und nicht kalibriert.

Die Einhaltung der dynamischen Homogenitätsbedingungen wurde dem Modell nicht auferlegt. Es können sich so dauerhafte Veränderungen der Lohn- und Gewinnquoten am Volkseinkommen einstellen.

Stilisierte Fakten, die sich im Modell widerspiegeln sollen:

- Nicht-Neutralität der Geldpolitik, d.h. dass die Geldpolitik Auswirkungen auf die Nairu bzw. das Potential hat. Wirkungsmechanismus: In der kurzen Frist beeinflussen Inflation und Nominalzins den Realzins, der dann wiederum die Nairu beeinflusst.
- In der Investitionsfunktion wird – neben einer Reihe anderer Bestimmungsgründe - der nominale langfristige Zins berücksichtigt. Der Link zwischen Geldpolitik und nominalem langfristigen Zins wird im Modell über die Zinsstrukturgleichung hergestellt.
- Partielle Hysteresis, d.h. dass die Arbeitslosigkeit recht persistent ist und Anpassungen sich folglich nur langsam vollziehen. Im Modellzusammenhang bedeutet dies, dass die um eine Periode verzögerte Arbeitslosenquote (u_{t-1}) ein Erklärungsfaktor für die Nairu ist.
- Eine asymmetrische Wirkung der Geldpolitik im Verlauf des Konjunkturzyklus, d.h. dass der Realzins die Nairu in Zeiten schwächerer (guter) Konjunktur stärker (weniger stark) beeinflusst, konnte empirisch nicht abgesichert werden.

Es werden Ursprungswerte der VGR von Eurostat und vom DIW Berlin den Schätzungen zugrunde gelegt. Dabei werden zeitreihenökonomische Methoden und Spezifikationen des Fehler-Korrektur-Modells zur Schätzung verwendet, wobei ökonomische Hypothesen für die Spezifikation der Kointegrationsbeziehungen entscheidend sind. Alle Länder haben eine einheitliche

¹ Für das EBC-Modell wurden für einzelne Ländermodule Dokumentationen erstellt. Da sich das Modell derzeit noch im Aufbau befindet, werden die Gleichungsspezifikationen teilweise noch verbessert und anschließend auch die Modelldokumentationen überarbeitet. Es ist vorgesehen, die Modelldokumentationen noch im Jahr 2004 als Research Notes des DIW Berlin ins Internet zu stellen.

Struktur der Modellgleichungen. Für Prognosen und wirtschaftspolitische Analysen werden dieselben Gleichungen verwendet.

Eine Besonderheit des EBC-Modells ist seine disaggregierte Spezifikation des Handels der einzelnen Länder, der sich mindestens in den Güterexporten in den Euroraum und den Nicht-Euroraum unterscheidet (siehe Kapitel 3). Das Modell enthält zur Zeit noch ausschließlich rückwärts gerichtete adaptive Erwartungen. Es lässt nominale Rigiditäten, reale Effekte der Wirtschaftspolitik und Markt-Spillover zu. Arbeitslosigkeit kann auch langfristig existieren. Die erklärenden Variablen des Modells haben unterschiedliche kurz- und langfristige Einflüsse.

Wie im Rahmen dieses Gutachtens schon deutlich wurde, ist die zeitreihenökonometrische Schätzung der Fehler-Korrektur-Gleichungen ein wesentliches Merkmal des Modells. Dazu gehört eine Reihe von Tests, die sich auf die Prognosefähigkeit der Gleichungen, die Stabilität der Koeffizienten und die Ex-post-Simulationseigenschaften der Gleichungen innerhalb des Modells beziehen.

Um Aussagen zu den Auswirkungen von länderspezifischen Differenzen in der Lohn-, Preisniveau- und Produktivitätsentwicklung auf Wachstum und Beschäftigung in den Ländern des Euroraums mit Hilfe des Modells machen zu können, werden eine Reihe sog. Schocksimulationen durchgeführt. Dabei werden Schocks als „unerwartete“ und dauerhafte Veränderungen einer ausgewählten Variablen gegenüber ihrer tatsächlichen Entwicklung (exogene Variable oder exogener Eingriff in eine Verhaltensgleichung) im Modell gesetzt. Anschließend werden die „geschockten“ Modellsimulationen mit denen verglichen, die sich ergeben, wenn alle exogenen Variablen ihre tatsächlichen Werte annehmen. Im Rahmen der hier vorgenommenen Analysen wurde der Simulationshorizont auf acht Jahre beschränkt, wobei die Schocks fiktiv im Jahr 1995 einsetzen. Diese zeitliche Verlagerung des Startpunkts von Schocks vor den Beginn der EWU ist angesichts der halbwegs linearen Reaktionsmuster ökonometrischer Modelle erlaubt. Es hat den technischen Vorteil, dass so über acht Jahre simuliert werden kann, ohne Prognosewerte für die exogenen Variablen einsetzen zu müssen.

Für die Analysen wird das interdependente Gesamtmodell (Deutschland, Frankreich, Spanien, Niederlande) anstelle der kleinen, im vorherigen Kapitel genutzten Partialmodelle verwendet. Das bereits entwickelte Italienmodell wird derzeit noch nicht herangezogen, da es in seiner derzeitigen Fassung nicht zuverlässig genug erscheint. Die Analysen beziehen sich auf die Bereiche der Lohn-, Geld- und Finanzpolitik sowie auf außenwirtschaftliche Schocks (Ölpreis, Wechselkurs).

Welche Fragen können nun mit den Schocksimulationen beantwortet werden? Die Schätzungen der Verhaltensgleichungen sagen etwas aus über die genauen Einflussgrößen, die Stärke ihres jeweiligen Einflusses und die Stabilität des Einflusses innerhalb des Schätzzeitraums. Die Partialmodelle lassen die partiellen Elastizitäten innerhalb der kleinen Teilmodelle erkennen. Im Gesamtmodell werden nun sämtliche Rückwirkungen innerhalb einer Volkswirtschaft und zwischen den Volkswirtschaften der EWU zugelassen. Jetzt zeigt sich, wie Schocks innerhalb der einzelnen Volkswirtschaften unterschiedlich verarbeitet werden. So zeigt sich z.B., wie lange es dauert, bis ein Lohnschock über den induzierten Verlust an Wettbewerbsfähigkeit zu höherer Arbeitslosigkeit führt. Diese wiederum wirkt dann – eventuell – dämpfend auf künftige Lohnerhöhungen.

Die auszuwählenden Schocksimulationen sollen dabei helfen zu verstehen, wie es im Rahmen der EWU zu den Differenzen in der Lohn-, Preisniveau- und Produktivitätsentwicklung gekommen ist. Von Interesse sind dabei zum einen externe Schocks für den gesamten Euroraum, wie die Abwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar, die Anfang 1999 einsetzte, und die Ölpreiserhöhung 1999/2000. Beide Ereignisse trafen im Prinzip die Länder des Euroraums zwar in ähnlicher Weise, doch kann die Schockverarbeitung in den einzelnen Ländern unterschiedlich sein. Dem soll mit entsprechenden Simulationen nachgegangen werden. Geldpolitische Maßnahmen dürften – für sich genommen – in dem einheitlichen Währungsraum EWU auch ähnlich wirken, doch können auch hier die ausgelösten Effekte differieren. Komplexer ist das Analyseproblem in den Bereichen Lohn- und Finanzpolitik. Wie im ersten Kapitel festgestellt, gab und gibt es Länder in der EWU, die über längere Zeit von den Veränderungen der Preise und Löhne im EWU-Durchschnitt nach oben und unten abwichen. Das kann eine Reaktion auf externe Schocks sein, es kann sich dabei aber auch um spezifische Charakteristika der Lohn- und Preisbildungsmechanismen in den einzelnen Ländern handeln. Anhand einer spezifischen Schocksimulation der Lohngleichungen kann ermittelt werden, wie sich „autonome“ Lohnerhöhungen oder -senkungen in einzelnen Mitgliedsländern der EWU auswirken.

Das Analyseproblem ist im Bereich der Finanzpolitik noch komplizierter. Hier ist es nicht mit einfachen Multiplikatorsimulationen für die Ausgaben und Einnahmen der öffentlichen Budgets getan. Genau genommen müsste man für jedes einzelne Land der EWU die spezifischen Einnahmen- und Ausgabenveränderungen seit dem Beginn der EWU mit ihren jeweiligen gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen untersuchen. Ein Charakteristikum der deutschen Finanzpolitik in den letzten Jahren dürften z.B. die schrittweisen Steuersenkungen und gleichzeitigen Ausgabenkürzungen in einigen Bereichen sein. Letztere wurden teilweise durch die Vorgaben des Stabilitäts- und Wachstumspakts „erzwungen“. Diese spezifischen finanzpolitischen Maßnahmen fanden vor dem Hintergrund eines vergleichsweise schwachen Wachstums und sehr niedriger Lohn- und Preissteigerungen statt. Eine zu untersuchende Hypothese besagt, dass sich allein bei einer höheren Lohn- und Preisentwicklung die deutsche Budgetsituation vergleichsweise besser entwickelt hätte. Dies wiederum hätte Auswirkungen auf Kürzungsentscheidungen bezüglich bestimmter Staatsausgaben gehabt. Vergleichbare Analysen können derzeit mit dem EBC-Modell nicht für die anderen EWU-Länder durchgeführt werden, weil die Datenlage eine entsprechende Modellierung des Staatssektors in den Ländermodellen noch nicht zulässt. Aus diesem Grund wird anstelle eines fiskalischen Nachfrageimpulses die Wirkung eines externen Nachfrageschocks untersucht. Für Deutschland werden zudem in der Regel die Auswirkungen der verschiedenen Schocks auf die öffentlichen Haushalte mit analysiert.

4.1.2. Nachfrageschock

Die Analyse eines autonom gesetzten dauerhaften Nachfrageschocks aus dem Euroraum beeinflusst die hier untersuchten Länder Deutschland, Frankreich, Spanien und die Niederlande in ähnlicher Weise. Hier sollen zuerst die gesamtwirtschaftlichen Wirkungen auf Deutschland analy-

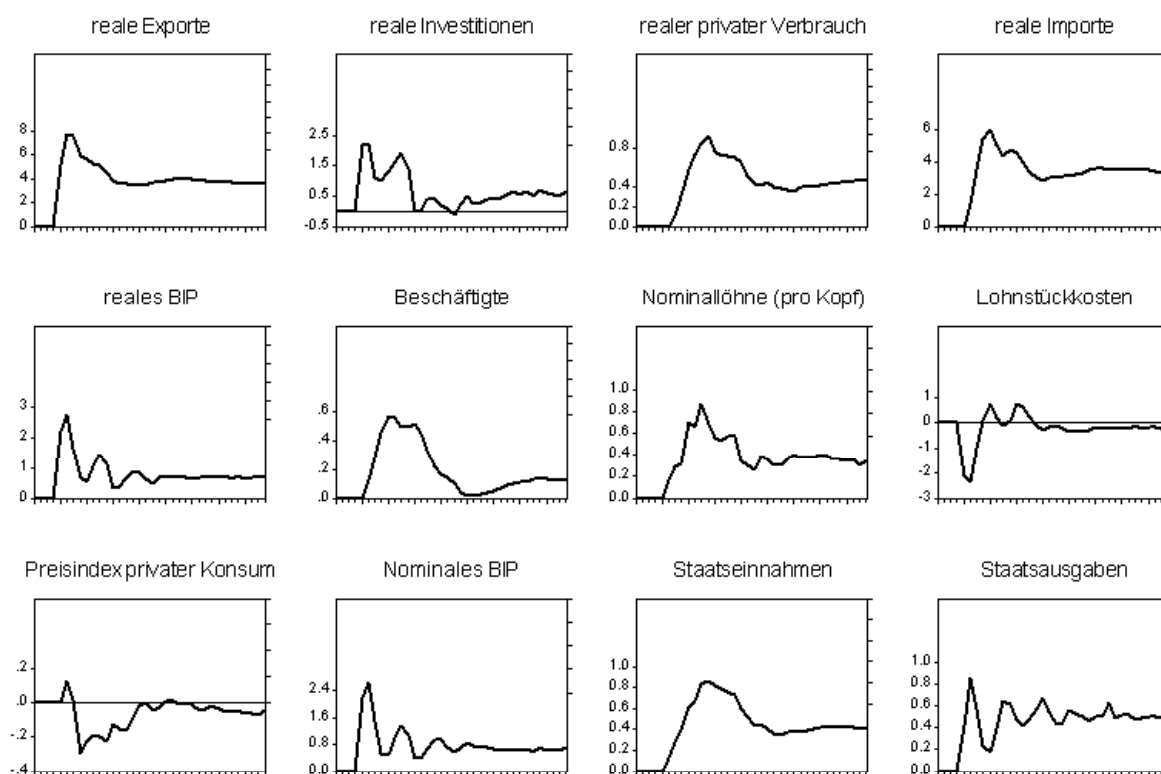
siert werden (vgl. Abbildung 4-1). Transmissionskanal eines solchen Nachfrageschocks in Höhe von 2% des EU8-Bruttoinlandsprodukts² sind die deutschen Exporte, die kurzfristig um bis zu 8% über ihr Niveau in der Basissimulation steigen. Langfristig lägen sie dann um rund 4% über dem Niveau in der Basissimulation.

Die private Investitionstätigkeit wird dadurch kurzfristig ebenfalls stark angeregt. Die gesamten Investitionen steigen kurzfristig um bis zu zwei Prozentpunkte und bleiben auch dauerhaft um gut 0,5% über ihrem Niveau im Basisszenario.

Die anregenden Wirkungen auf den privaten Verbrauch sind anfangs zwar nicht so stark wie die auf die privaten Investitionen, doch liegt mittelfristig der Konsum ebenfalls um gut 0,5% über seinem Niveau im Basisszenario. Dies ist sowohl auf die positiven Beschäftigungseffekte als auch auf den Nominallohnanstieg (pro Kopf) zurückzuführen. Da das reale Bruttoinlandsprodukt mittelfristig um fast einen Prozentpunkt über seinem Niveau im Basisszenario liegt, ändern sich mittelfristig die Lohnstückkosten nicht. Am Anfang des Simulationszeitraums verursacht der kurzfristige Rückgang der Lohnstückkosten eine geringfügige Reduzierung des Preisindex des privaten Konsums. An der ganzen Entwicklung am auffälligsten ist die Entwicklung der Beschäftigung, die zwar analog, aber gleichzeitig deutlich schwächer als bei den induzierten Wachstumseffekten verläuft. Nach einem anfangs deutlich positiven Beschäftigungseffekt bildet sich dieser zurück, bleibt allerdings im positiven Bereich. So wird der Wachstumsimpuls beschäftigungsarm umgesetzt. Gewinner sind die Arbeitsplatzbesitzer und Selbständigen, deren Einkommen steigen.

Abbildung 4-1
Auswirkungen eines Nachfrageschocks aus dem europäischen Ausland auf Deutschland

²Hinter der simulierten Veränderung des EU8-Bruttoinlandsprodukts um 2% steht ein autonom gesetzter Zuwachs der EU8-Investitionen um 10%.



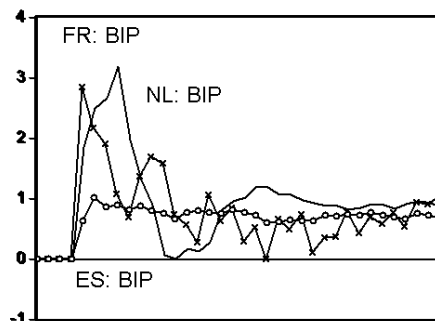
Abweichungen gegenüber Baseline in %, Quartale

Von besonderem Interesse ist auch die Entwicklung der Staatsfinanzen. Der positive Nachfrageschock erhöht über den Anstieg verschiedener Bemessungsgrundlagen die gesamten Staatseinnahmen. Diese werden unter den gegenwärtigen Bedingungen der öffentlichen Haushalte in Deutschland auch wieder vollständig ausgegeben. Damit werden die zusätzlichen Einnahmen nicht zur Konsolidierung verwendet; die Finanzpolitik wirkt tendenziell prozyklisch.

In den anderen hier untersuchten Ländern der EWU fällt die Gesamtwirkung des Nachfrageschocks auf das reale Bruttoinlandsprodukt mit mittelfristig knapp einem Prozentpunkt (über Basisszenario) ähnlich hoch aus (vgl. Abbildung 4-2). Dennoch sind deutliche Unterschiede in der Struktur, Dynamik und in den Lohn- und Beschäftigungswirkungen festzustellen.

Abbildung 4-2

Auswirkungen eines Nachfrageschocks aus dem europäischen Ausland auf Frankreich, die Niederlande und Spanien



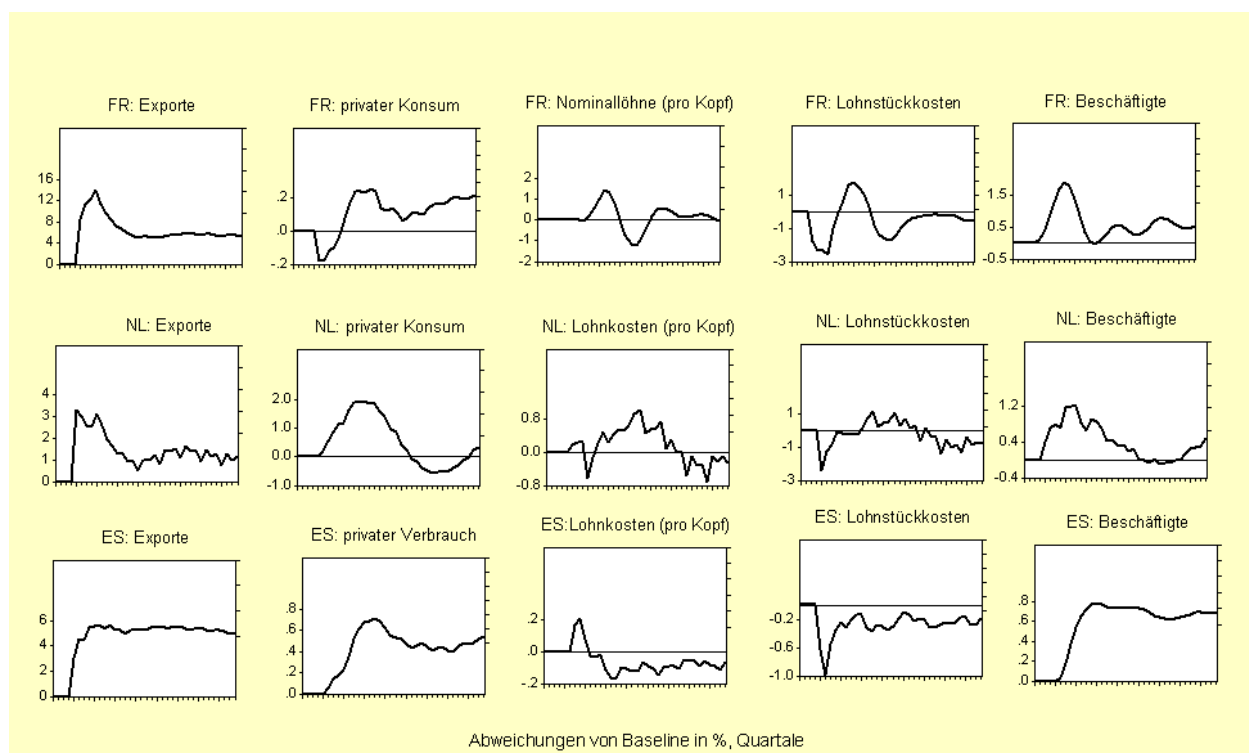
Abweichungen in % gegenüber Baseline, Quartale

Auffällig sind die stärkeren zyklischen Ablaufmuster der Reaktionen der Löhne und der Beschäftigung in Frankreich und in den Niederlanden (vgl. Abbildung 4-3). Dagegen steigen in Spanien die Löhne nicht zusätzlich, weil dort weder induzierte Produktivitätseffekte noch Veränderungen der Arbeitslosigkeit einen Einfluss auf die Lohnabschlüsse haben. Allein maßgeblich sind induzierte Preiseffekte, die bei diesem Nachfrageschock nicht anfallen. Um so stärker sind dann natürlich die Beschäftigungseffekte in Spanien. Die Beschäftigung steigt fast im selben Ausmaß wie der induzierte Wachstumseffekt.

Zur Erklärung der in der EWU aufgetretenen Inflationsdifferenzen können daher externe Nachfrageschocks nicht herangezogen werden. Sie werden in allen hier untersuchten Ländern in einer Weise verarbeitet, dass die Lohnstückkosten mittelfristig niedriger als in der Basissimulation liegen. Die Wachstumseffekte fallen mittelfristig in den vier Ländern etwa gleich stark aus, die Beschäftigungseffekte sind allerdings unterschiedlich. Sie sind in Spanien am stärksten und in Deutschland am schwächsten.

Abbildung 4-3

Auswirkungen eines Nachfrageschocks aus dem europäischen Ausland auf Frankreich, die Niederlande und Spanien



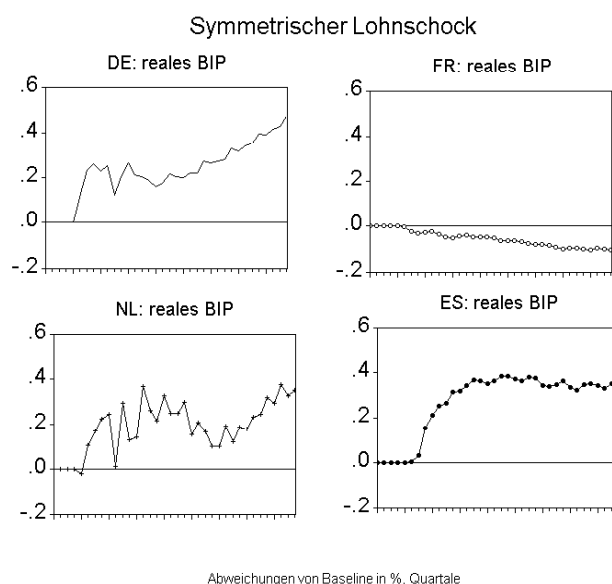
4.1.2 Lohnschock

Für die Fragestellung dieses Forschungsvorhabens von entscheidender Bedeutung ist die „Verarbeitung“ von autonomen Lohnerhöhungen in den einzelnen Volkswirtschaften der EWU. Dazu sollen im Folgenden zwei Simulationsstudien durchgeführt werden. In der ersten Simulationsstudie wird einheitlich in allen vier Ländern in den jeweiligen Lohnfunktionen ein exogener Impuls eingefügt, der für sich genommen das Nominallohnniveau pro Kopf (Bruttolohn- und -gehaltsumme pro Kopf) bzw. die Lohnkosten pro Kopf (Bruttoeinkommen aus unselbständiger Tätigkeit pro Kopf) in jedem Land dauerhaft um 1 % erhöht. Anschließend werden endogene Prozesse angestoßen, in deren Folge das Nominallohnniveau noch weiter steigen oder zurückgehen kann. In einer zweiten Simulationsstudie soll dann das Verfahren insoweit modifiziert werden, als die Lohnfunktionen in den einzelnen Ländern durch eine einfache normative Lohnformel ersetzt werden: Die Nominallöhne pro Kopf verändern sich jetzt entsprechend dem Produktivitätsanstieg in den letzten drei Jahren plus 2% für die Obergrenze der von der EZB akzeptierten Zielinflationsrate. In beiden Varianten nehmen die nominalen Kurzfristzinsen als exogene Variablen ihre tatsächlichen Werte ein. Bei Anwendung einer Taylor Regel zur Abbildung des Zentralbankverhaltens würden sich die Geldmarktzinsen stärker ändern als die induzierten Preiseffekte. Die durch

Zinsänderungen ausgelösten gesamtwirtschaftlichen Effekte werden in einer eigenen Simulationsvariante behandelt.

In Abbildung 4-4 sind wichtige gesamtwirtschaftliche Variablen für den einheitlichen Lohnschock in den vier Ländern ausgewiesen. Schon bei der induzierten weiteren Lohnentwicklung sieht man einen deutlichen Unterschied zwischen den Niederlanden und den drei anderen Ländern. Im Anschluss an den gesetzten Lohnschock in Höhe von 1% bewegen sich in den Niederlanden die Nominallöhne wieder tendenziell in Richtung ihres Niveaus im Basisszenario, während sie sich in Deutschland, Frankreich und Spanien – preisinduziert – weiter erhöhen. Betrachtet man die Entwicklung des realen privaten Verbrauchs, dann zeigt sich mit Ausnahme Frankreichs in drei Ländern eine deutliche Erhöhung der Konsumnachfrage. Mittelfristig liegt das neue reale Konsumniveau um etwa 0,8% über dem Niveau im Basisszenario. Dass sich in Frankreich so gut wie keine Reaktion im privaten Verbrauch zeigt, liegt an der etwas anderen Spezifikation der französischen Konsumgleichung. In dieser spielen die Unternehmensgewinne – neben den Lohneinkommen – eine wichtige Rolle. Kurzfristig gehen aber höhere Löhne quasi automatisch mit niedrigeren Gewinnen einher. Mittelfristig fällt dann die Preisüberwälzung der höheren Löhne in Frankreich am stärksten aus. Dies wirkt für sich genommen zwar gewinnerhöhend, doch dämpft dies gleichzeitig die Entwicklung des realen privaten Verbrauchs.

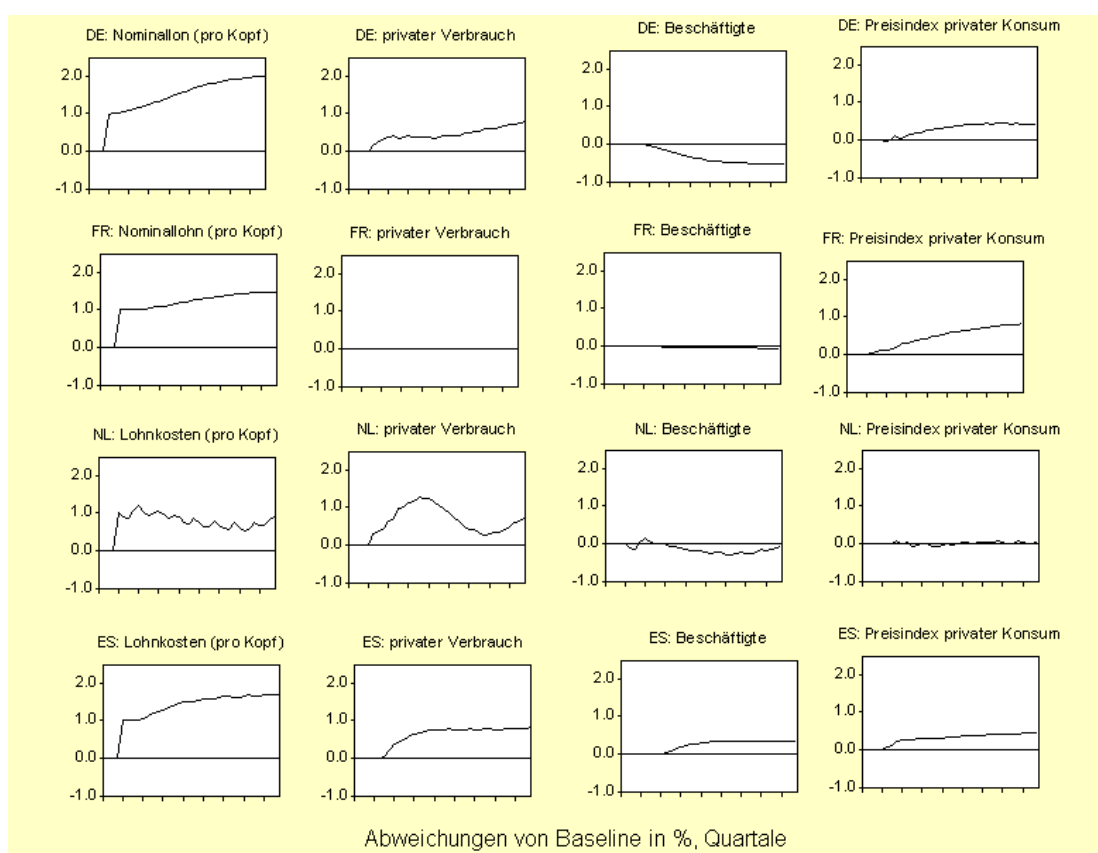
Abbildung 4-4
Symmetrischer Lohnschock



In allen vier hier untersuchten Ländern sinken die Exporte aufgrund der lohninduzierten verschlechterten internationalen Wettbewerbsfähigkeit. Nur in den Niederlanden gelingt es nach

vier Jahren, diesen Prozess umzukehren. Dies dürfte vor allem auf die andere Art der Lohnanpassung in den Niederlanden zurückzuführen sein. Die Niederlande können gegenüber Deutschland, Frankreich und Spanien ihre relative Wettbewerbsposition relativ schnell wieder verbessern, auch wenn sie sich gegenüber dem Rest der Welt immer noch verschlechtert hat. Trotz der Exportverluste erhöht sich das Bruttoinlandsprodukt in Deutschland, Spanien und den Niederlanden mittelfristig um etwa 3% gegenüber dem Niveau im Basisszenario. In Frankreich bleibt es so gut wie unverändert aufgrund der Besonderheiten der Konsumententwicklung im Modell (vgl. Abbildung 4-5).

Abbildung 4-5
Symmetrischer Lohnschock



Völlig verschieden fallen die Beschäftigungseffekte nach der ursprünglich einheitlichen Lohnerhöhung aus. In Deutschland zeigt die Beschäftigungsgleichung eine deutliche Reaktion auf die Erhöhung der Reallöhne; trotz der leichten Wachstumsgewinne geht die Beschäftigung leicht zurück. Im „Wissen“ der Beschäftigungsgleichung sind die drastischen Realloohnerhöhungen und Beschäftigungsverluste im Zuge der deutschen Vereinigung enthalten. Deshalb stellen in Deutschland die Reallöhne neben der Nachfrage eine gewichtige Einflussgröße dar. In Spanien zeigen sich dagegen nach einer Lohnerhöhung Beschäftigungsgewinne. Diese gehen einher mit den induzierten Wachstumsgewinnen. Vielfältige Tests ergeben keine Abhängigkeit der spanischen Beschäftigungsentwicklung von der Reallohnentwicklung. In Frankreich und den Niederlanden reagiert die Beschäftigung kaum auf den Nominallohnschock. Dies allerdings aus unterschiedlichen Gründen:

In Frankreich zeigen sich keine nennenswerten Wachstumseffekte, während sich in den Niederlanden Wachstumseffekte und Realloohnerhöhungen in ihrem gegenläufigen Einfluss auf die Beschäftigung etwa die Waage halten.

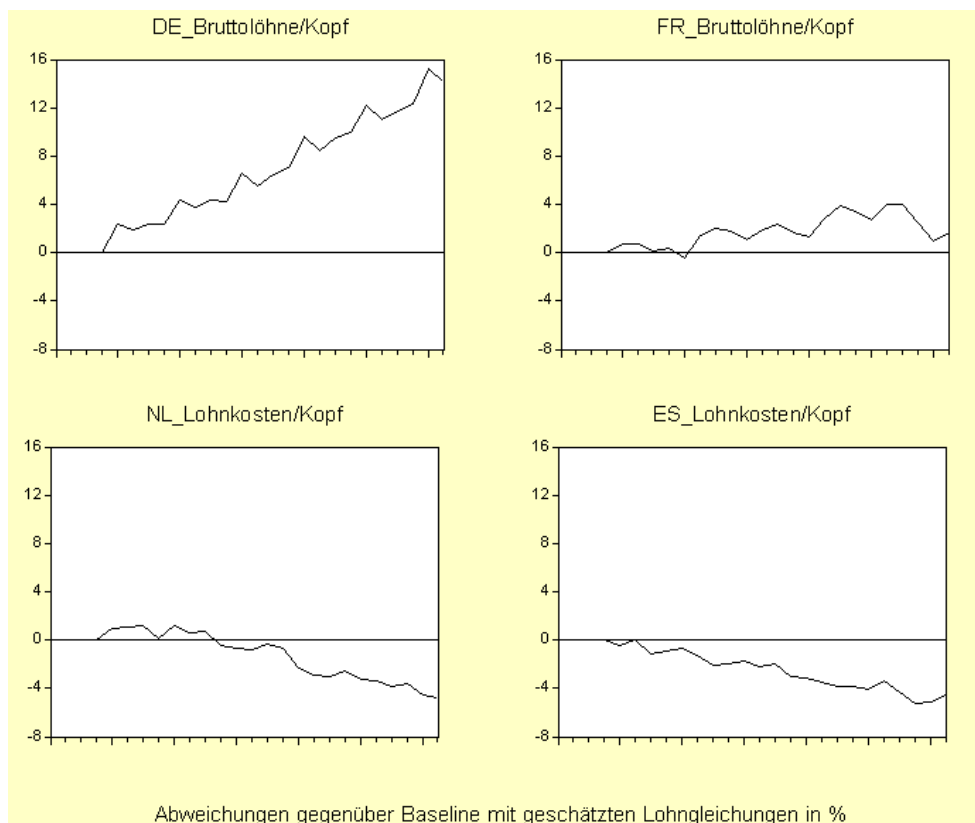
In Deutschland, Frankreich und Spanien lässt sich der theoretisch erwartete Einfluss auf den Preisindex des privaten Verbrauchs beobachten. Der Preisindex steigt kontinuierlich um bis zu 0,4% (Deutschland, Spanien) bzw. 0,8% (Frankreich) über sein Niveau im Basisszenario. Nur in den Niederlanden als einem kleinen und sehr offenen Land zeigen sich keine nennenswerten induzierten Preiseffekte. Faktisch wird in den Niederlanden das inländische Preisniveau durch die Importpreise und damit das gewichtete ausländische Preisniveau bestimmt. Den Niederlanden stehen damit Preisniveaue Anpassungen an Lohn- bzw. Produktivitätsveränderungen nicht (nennenswert) zur Verfügung. Sie sind daher gezwungen, sich schnell mit anderen Mechanismen an Schocks und veränderte Wettbewerbsverhältnisse anzupassen. Die hier ausgewiesenen Wachstums- und Beschäftigungseffekte sind insoweit zu positiv, als in den Simulationen keine Reaktion der EZB unterstellt wurde; die nominalen Geldmarktzinsen verharren auf ihrem tatsächlichen Niveau und die Kapitalmarktzinsen verändern sich leicht.

In der zweiten „Lohnsimulation“ wurden die Lohnfunktionen in den einzelnen Ländern durch eine einfache Lohnformel ersetzt (vgl. Kapitel 2.2.2). Die Nominallohne pro Kopf verändern sich jetzt entsprechend dem Produktivitätsanstieg in den jeweils letzten drei Jahren plus 2% für die Obergrenze für die von der EZB akzeptierte Zielinflationsrate. Damit spielen in dieser einfachen Variante einer Lohnformel weder die tatsächliche Inflationsrate noch der aktuelle Produktivitätsanstieg noch Ungleichgewichte am Arbeitsmarkt eine Rolle für die Lohnbestimmung. Diese besondere Simulation startet mit dem Schock nicht 1995, wie alle anderen Simulationen, sondern im Jahr 1997 mit einer anderen Lohngleichung, was als Verhaltensänderung interpretiert werden kann. Sie setzt damit zwei Jahre vor Beginn der EWU ein, zu einem Zeitpunkt, ab dem die Mitgliedsländer der EWU die Einhaltung der Konvergenzkriterien garantieren mussten. Verglichen wird nun eine Simulation, in der die Bruttolöhne pro Kopf bzw. die Lohnkosten pro Kopf gemäß den geschätzten Lohngleichungen der einzelnen Länder gebildet werden, mit einer Lohnbildung, die starr nach einfachen Lohnformeln abgelaufen wäre. Allerdings wird nicht die tatsächliche Produktivitätsentwicklung in der Lohnformel berücksichtigt, sondern die im Modell simulierte. Weichen die Lohnerhöhungen gemäß der Lohnformel von den ansonsten simulierten Lohnerhöhungen ab, dann kann dies auch einen Einfluss auf die mittelfristige Produktivitätsentwicklung eines Landes haben. Dies kann durch eine Vielzahl von Einflussfaktoren, etwa durch eine veränderte internationale Wettbewerbsfähigkeit oder eine andere Reallohnkostenentwicklung, bewirkt werden.

In Abbildung 4-6 werden teilweise deutliche Unterschiede im Lohnzuwachs gemäß der Lohnformel und gemäß den geschätzten Lohngleichungen deutlich. Insbesondere in Deutschland lagen seit 1997 die im Modell simulierten Lohnerhöhungen deutlich und kontinuierlich unter denen, die sich gemäß der Lohnformel eingestellt hätten. In Frankreich gab es dagegen eine leichte Unterschreitung des Lohnerhöhungsspielraums gemäß der Lohnformel. Interessant sind die Niederlande. Bis zum Beginn der EWU sind die Ergebnisse der Lohnformel und der Lohngleichung fast identisch. In den Jahren 2001 und 2002 wären die simulierten Lohnerhöhungen unter Verwendung

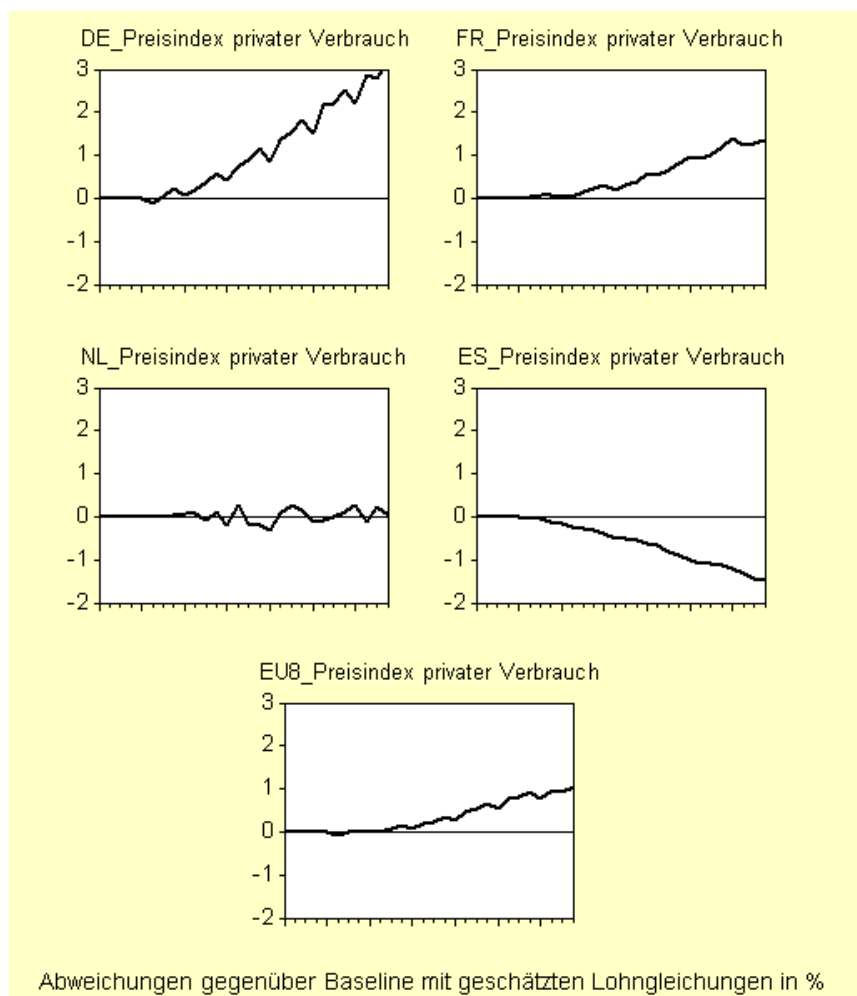
der Lohnformel deutlich niedriger ausgefallen als die Lohnerhöhungen gemäß der geschätzten Lohngleichungen. In Spanien tritt diese Abweichung schon früher zutage.

Abbildung 4-6
Lohnzuwachs gleich Produktivitätszuwachs plus 2% I



Ein anderer Lohnpfad hat Einflüsse auf die Preise, die internationale Wettbewerbsfähigkeit, die Binnennachfrage und die Beschäftigung (vgl. die Abbildungen 4-7 bis 4-9). Letztlich wären in Deutschland – gemäß der normativen Lohnformel – nicht nur die Nominallohnzuwächse deutlich höher gewesen, sondern auch die Preise etwas stärker gestiegen. Im Saldo wären die Reallohnzuwächse (pro Kopf) in einem 6-Jahreszeitraum um rund 2% pro Jahr höher ausgefallen. Trotz eines durch höhere Reallohnkosten induzierten Beschäftigungsverlusts von rund 0,5% pro Jahr (das Beschäftigungsniveau liegt nach 6 Jahren um 3% unter seinem Niveau in der Baseline-Simulation), wäre das Wirtschaftswachstum in Deutschland merklich höher ausgefallen. Hierzu hätte vor allem die deutlich stärkere reale Konsumnachfrage beigetragen. Selbst der vor allem durch die vergleichsweise geringere Wettbewerbsfähigkeit verursachte niedrigere Exportanstieg hätte das höhere Wirtschaftswachstum nicht verhindert, sondern nur abgeschwächt.

Abbildung 4-7
Lohnzuwachs gleich Produktivitätszuwachs plus 2% II



In Frankreich hätten sich bei Anwendung der Lohnformel Wachstum und Beschäftigungsentwicklung fast genauso entwickelt wie mit der geschätzten Lohngleichung. Die Lohn- und Preisentwicklung wäre dagegen geringfügig höher ausgefallen. In den Niederlanden und in Spanien – zwei Länder mit einer ähnlich hohen Abweichung des Lohnniveaus am Ende der Simulationsperiode (rund -5%) – hätten sich völlig andere gesamtwirtschaftliche Effekte eingestellt. In den Niederlanden hätten die geringeren Lohnsteigerungen zu einer erheblich besseren internationalen Wettbewerbsfähigkeit geführt mit der Folge deutlich höherer Exporte und eines höheren Wirtschaftswachstums. Das hauptsächlich durch die Importpreise bestimmte inländische Preisniveau hätte sich kaum geändert. Dagegen hätten niedrigere Lohnsteigerungen in Spanien auch das inländische Preisniveau reduziert. Die spanischen Exporte wären zwar auch angeregt worden. Allerdings hätten die vergleichsweise niedrigeren Löhne über ihren Einfluss auf den privaten Verbrauch das Wachstum reduziert. Mit dem Lohnmoratorium vom Herbst 2003 in den Niederlanden wird – verspätet – auf die vergleichsweise hohen Lohnsteigerungen in den Vorjahren reagiert. Damit verschafft sich das Land wieder die Wettbewerbsfähigkeit, die es zur Aufrechterhaltung von Vollbeschäftigung im internationalen Kontext braucht.

Mit den beiden unterschiedlichen Lohnsimulationen werden die Auswirkungen von anderen Entwicklungen der Nominallohne in den einzelnen Ländern auf Preise, Wachstum, Produktivität und Beschäftigung analysiert. Während in der ersten symmetrischen Lohnschocksimulation die unterschiedlichen gesamtwirtschaftlichen Effekte in den Ländern nach dem gleichen Lohnschock herausgearbeitet werden, wird in der zweiten Lohnsimulation eine Welt simuliert, die von dem gleichen normativ gesetzten Lohnverhalten geprägt ist. Dabei zeigt sich für Deutschland eine auffallend andere Entwicklung bei allen gesamtwirtschaftlichen Aggregaten. Dieses Ergebnis wird durch das Zusammenspiel von Löhnen, Preisen und Beschäftigung geprägt. Wären die deutschen Löhne entsprechend der normativen Lohnformel gestiegen und damit deutlich stärker gewachsen als in den letzten zehn Jahren, hätte es erhebliche Rückwirkungen auf die Preise, die Binnennachfrage, das Wachstum, die Produktivität und die Beschäftigung gegeben. Letztlich hätten die induzierten Produktivitätseffekte die Lohnsteigerungen noch zusätzlich erhöht.

Es wird deutlich, dass aus beschäftigungspolitischen Gründen die Lohnpolitik in Deutschland nicht der normativen Lohnformel folgen konnte. Damit wird allerdings auch auf Wachstum, vor allem der Binnennachfrage verzichtet. Würden sich die Lohnpolitiken in den einzelnen Ländern an der normativen Lohnformel ausrichten, was derzeit definitiv nicht der Fall ist, dann wäre die EZB sicher, dass sich die Inflationsraten in den einzelnen Ländern zumindest in der Nähe der EZB-Zielinflationsrate bewegten. Kleinere Abweichungen würden weiterhin auftreten aufgrund von Importpreisänderungen, Wechselkursänderungen und administrativen Preiserhöhungen. Zweitrunden-Effekte und ein übermäßiger Lohnkostendruck wären aber ausgeschlossen. Die EZB könnte unter solchen Bedingungen eher die Zinsen senken und damit das Wachstum in Europa stimulieren.

Abbildung 4-8
Lohnzuwachs gleich Produktivitätszuwachs plus 2% III

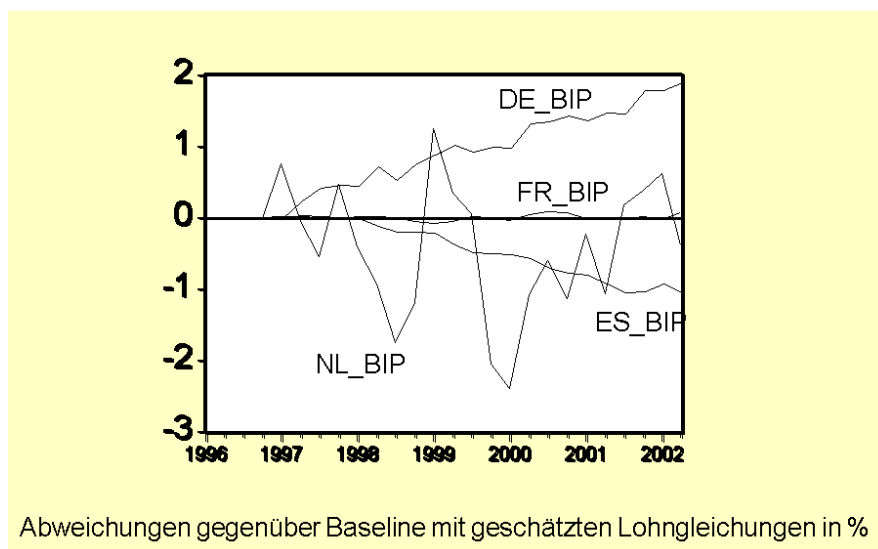
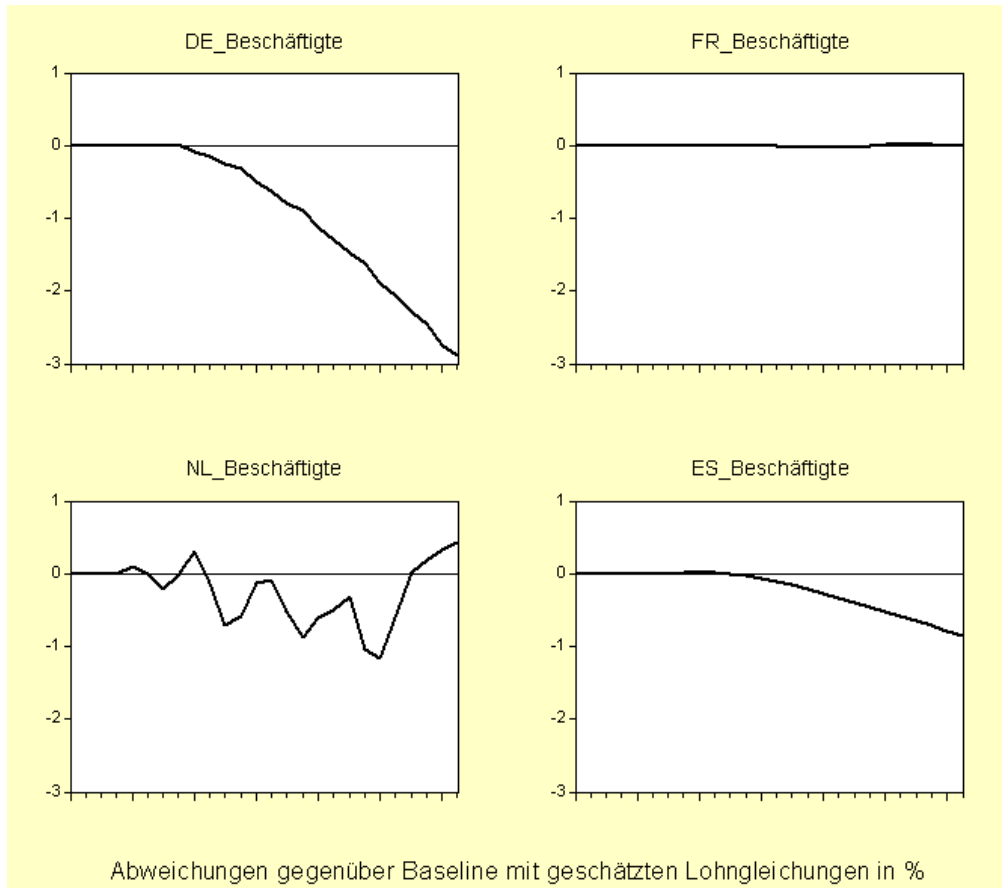


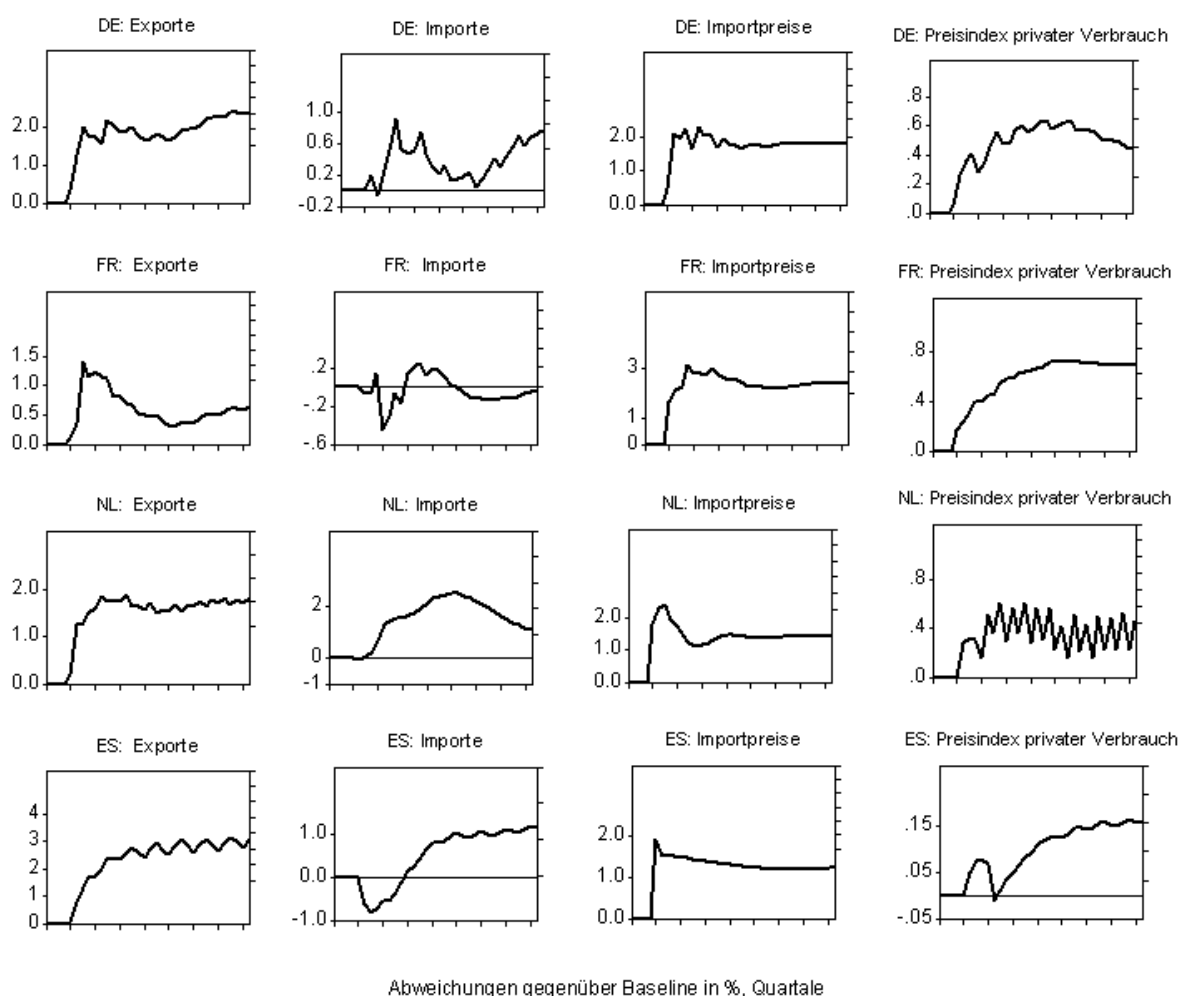
Abbildung 4-9
Lohnzuwachs gleich Produktivitätszuwachs plus 2% IV



4.1.3 Wechselkursschock

Simuliert wird eine Senkung des Euro-Außenwertes gegenüber dem US-Dollar um 10%. Gleichzeitig wird der Euro-Außenwert gegenüber dem Rest der Welt um 3% reduziert, was etwa dem Gewicht der Exporte der EWU-Länder entspricht. Die Geldmarktzinsen bleiben auf ihrem tatsächlichen Niveau.

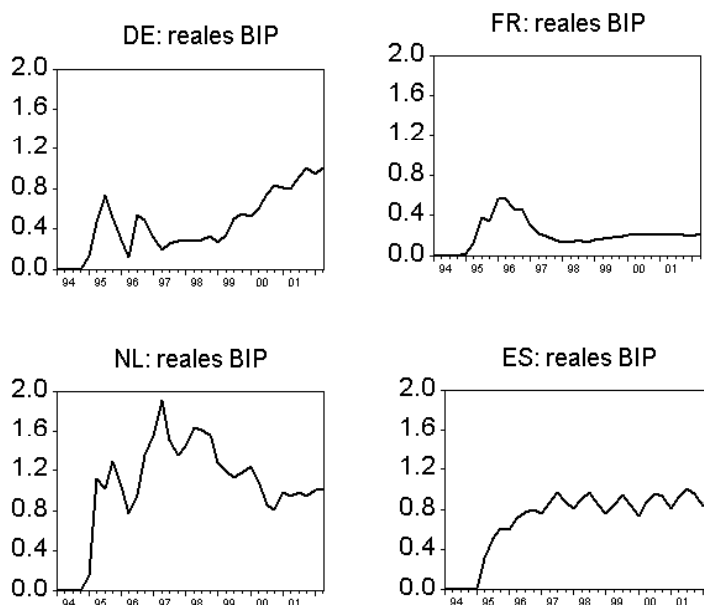
Abbildung 4-10
Abwertung des Euro I



Auf den ersten Blick zeigt sich eine hohe Übereinstimmung in der gesamtwirtschaftlichen Reaktion in den einzelnen EWU-Ländern auf die Euro-Abwertung (vgl. Abbildung 4-10). Die realen Exporte steigen deutlich. Die Importe, die sich spürbar verteuern, steigen real merklich geringer. Das Wachstum nimmt zu, in den Niederlanden am stärksten, in Frankreich am schwächsten. Die Kehrseite der Abwertung zeigt sich bei der Preisentwicklung. Das Niveau der Importpreise liegt in den vier EWU-Ländern mittelfristig zwischen $1\frac{1}{2}$ und $2\frac{1}{2}$ % über seinem Niveau im Basis-szenario. Infolgedessen steigt das Konsumentenpreisniveau deutlich. Insoweit weisen die Länder Gemeinsamkeiten auf.

Bei den Unterschieden zeigt sich, dass die Niederlande als kleines und offenes Land am meisten von der Abwertung profitieren. Ihr Wirtschaftswachstum wird am stärksten angeregt (vgl. Abbildung 4-11). Bei der Preisentwicklung gibt es in Spanien die geringsten abwertungsbedingten Effekte. Noch gravierender sind die Unterschiede bei den Lohn- und Beschäftigungsreaktionen (vgl. Abbildungen 4-12 und 4-13).

Abbildung 4-11
Abwertung des Euro II



Abweichungen gegenüber Baseline in %, Quartale

Für Deutschland sind die geringsten Lohnreaktionen auf die Abwertung (mittelfristig 0,4% über Niveau im Basisszenario) zu erkennen. Damit kommt es in Deutschland für die Arbeitnehmer zu Realeinkommensverlusten. Gleichzeitig steigt die Produktivität deutlich (siehe die unterschiedlich starken Wachstums- und Beschäftigungseffekte). In Frankreich und Spanien reagieren die Löhne mittelfristig schon etwas stärker (mittelfristig 0,6% bzw. 1% über Niveau im Basisszenario). Am stärksten steigen die Lohnkosten in den Niederlanden, um bis zu 2½ % über ihr Niveau im Basisszenario, um dann tendenziell wieder auf das Niveau des Basisszenarios zurückzugehen. Ein ähnliches Muster zeigt die Beschäftigungsentwicklung in den Niederlanden. Abwertungsinduziert steigt die Beschäftigung um bis zu 1½ % über das Niveau im Basisszenario, um sich anschließend wieder zurückzuentwickeln. Dieser Beschäftigungsanstieg, der durch die Wachstumsimpulse bewirkt wird, führt zur Verringerung der Arbeitslosenquote, was in den Niederlanden einen starken Einfluss auf die Lohnentwicklung hat.

Die in den ersten Jahren der EWU aufgetretenen zunehmenden Inflationsdifferenzen lassen sich – gemäß den Simulationsergebnissen – nicht durch die Abwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar erklären. Folgt man dem Muster der Simulationsergebnisse, dann fallen die induzierten Preiseffekte nach einer Abwertung in Deutschland und Frankreich vergleichsweise stark aus, in den Niederlanden etwas schwächer und in Spanien am geringsten.

Abbildung 4-12
Abwertung des Euro III

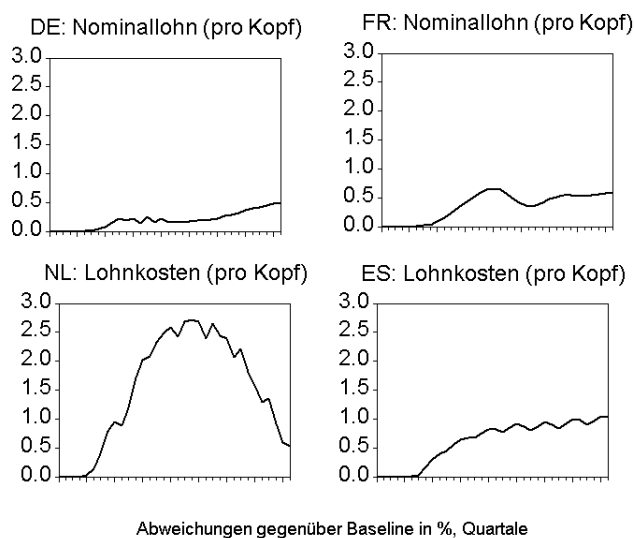
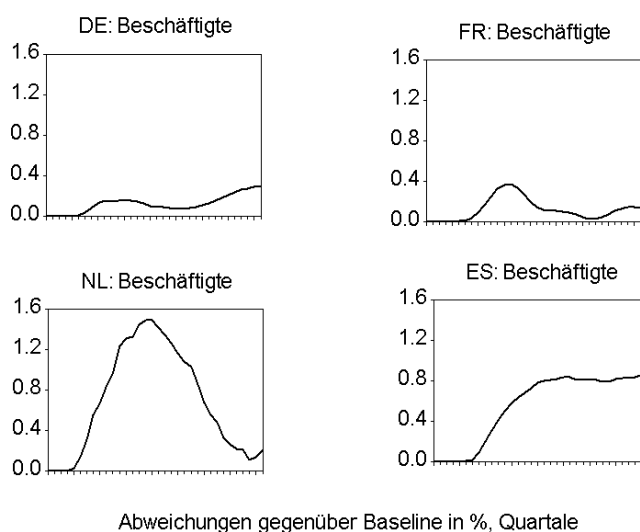


Abbildung 4-13
Abwertung des Euro IV



4.1.4 Zinsschock

Für den Zinsschock wird angenommen, dass der europäische Geldmarktsatz dauerhaft um 1 Prozentpunkt über sein tatsächliches Niveau hinaus angehoben wird. Diese wirtschaftspolitische Maßnahme trifft alle EWU-Länder erst einmal gleich stark. Die Zinsabhängigkeit der einzelnen Länder kann aber unterschiedlich sein. Zurzeit ist im Modell der nominale Außenwert des Euro gegenüber dem US-Dollar und anderen Währungen exogen. Er wurde im Rahmen dieser Simulati-

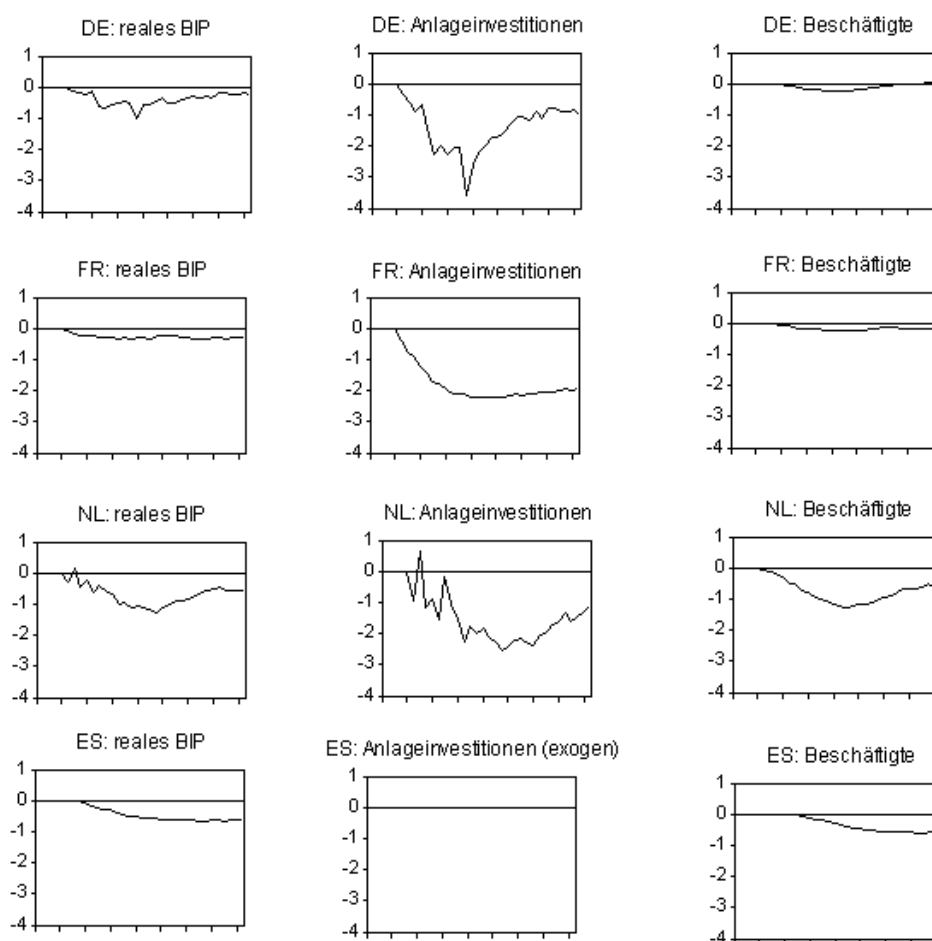
on nicht verändert. Theoretische Überlegungen sprechen aber dafür, dass isolierte Zinserhöhungen einer Zentralbank eine Aufwertung der eigenen Währung nach sich ziehen können.

Die Geldmarktzinserhöhung wird nicht in vollem Umfang an den Kapitalmärkten in eine entsprechende Erhöhung der Kapitalmarktzinsen umgesetzt. Hier spielen das jeweilige US-amerikanische Zinsniveau und die induzierten Preiseffekte in den einzelnen europäischen Ländern eine Rolle. Auf jeden Fall aber wirkt die Zinserhöhung deutlich dämpfend auf das Wachstum in der EWU. Dabei wird dieser Effekt im EBC-Modell derzeit noch aus verschiedenen Gründen deutlich unterschätzt:

- Erstens sind noch nicht alle Länder der EWU endogen modelliert. Daher werden die negativen Rückkoppelungseffekte über niedrigere Exporte derzeit noch unterschätzt.
- Zweitens fehlt im Modell für Spanien noch eine Investitionsfunktion. Die Reaktion der spanischen Wirtschaft auf eine Zinserhöhung dürfte daher in der Realität höher ausfallen als hier simuliert.
- Drittens ist mit einer zinsinduzierten Aufwertung des Euro und so mit weiteren Wachstumsverlusten zu rechnen.
- Viertens werden derzeit nur im Deutschlandmodell die induzierten Reaktionen der Staatsausgaben auf verminderte Staatseinnahmen adäquat abgebildet. Höhere Zinsen senken auf der einen Seite die Staatseinnahmen, erhöhen aber gleichzeitig die Ausgaben für die Zinskosten des Staates. Beides zusammen erhöht den Druck, andere Staatsausgaben zu reduzieren.

Trotz dieser Einschränkungen zeigen die Ergebnisse deutliche Wachstumsverluste in den Ländern der EWU; sie liegen zwischen 0,4% und 1,2% des Bruttoinlandsprodukts (Abbildung 4-14). In der Abbildung wird auch die erhebliche Wirkungsverzögerung der Geldpolitik deutlich. Der Tiefpunkt der Wachstumseinbußen wird nach drei bis fünf Jahren erreicht. Die stärksten Reaktionen von etwa 2% gegenüber dem Niveau im Basisszenario zeigen sich erwartungsgemäß bei den Investitionen. Beim realen privaten Verbrauch sind die Ergebnisse noch nicht stabil. Sie könnten allerdings durchaus auch im Bereich von 0,5% bis 1% des Niveaus des Basisszenarios liegen. Interessant sind wieder die Beschäftigungsreaktionen. Diese fallen für Deutschland und Frankreich vergleichsweise bescheiden aus, während die Beschäftigungseffekte in Spanien und den Niederlanden relativ hoch sind. Bei diesem Ergebnis spielt natürlich der stärkere Wachstumsverlust nach der Zinserhöhung, wie er derzeit vom Modell für die Niederlande und Spanien ermittelt wird, die entscheidende Rolle.

Abbildung 4-14
Erhöhung des Geldmarktzinses in der EWU um 1 %-Punkt I



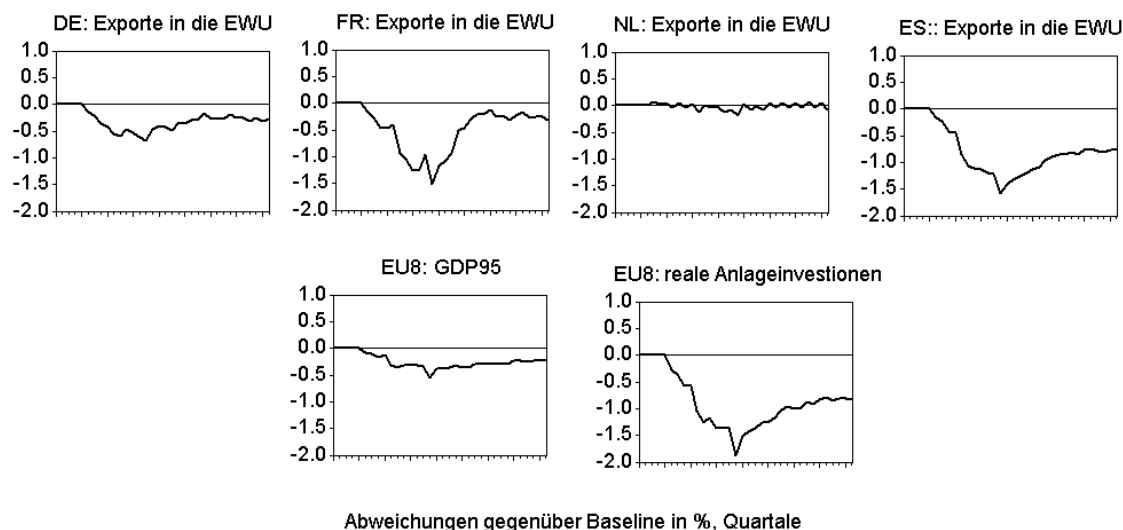
Abweichungen gegenüber Baseline in %, Quartale

Die Zinsschocksimulation dürfte in Bezug auf die sehr starken nominalen Zinssenkungen in einigen Ländern vor dem Beitritt zur EWU von besonderem Interesse sein. Am Beispiel Spaniens sieht man, dass dort noch Mitte der 90er Jahre ein Kapitalmarktzinsniveau von bis zu 10% bestand. In Spanien und einigen anderen Beitrittsländern der EWU sank danach der Nominalzins bis zum Start der EWU Anfang 1999 sehr deutlich. Vor dem Hintergrund der hier durchgeführten und sicherlich noch nicht umfassenden Analyse der Effekte von Zinsänderungen wird dennoch schon deutlich, welche enormen Wachstumsgewinne von diesen Zinssenkungen im Vorfeld der EWU in einigen Beitrittsländern ausgegangen sein dürften. Aufgrund der Wirkungsverzögerungen dürften die Effekte bis in die heutige Zeit gereicht haben.

Zinserhöhungen wirken im Modell tendenziell leicht preiserhöhend. Der Effekt kommt im Wesentlichen über eine geringe Erhöhung der Lohnstückkosten nach einer Zinsanhebung zustande. Das Wachstum wird durch Zinserhöhungen gedämpft, so dass zumindest kurzfristig die Lohnstückkosten steigen. Die Effekte unterscheiden sich dabei nicht nennenswert zwischen Deutsch-

land, Frankreich und Spanien. In den Niederlanden dominieren kurzfristig kontraktive Effekte bei den Preisen. Langfristig ist der Effekt dann ähnlich wie in den anderen drei Ländern. Zur Erklärung der sich 1999 wieder verstärkenden Inflationsdifferenzen in der EWU tragen die Zinserhöhungen der EZB – gemäß den Modellsimulationen – nichts bei.

Abbildung 4-15
Erhöhung des Geldmarktzinses in der EWU um 1 %-Punkt II



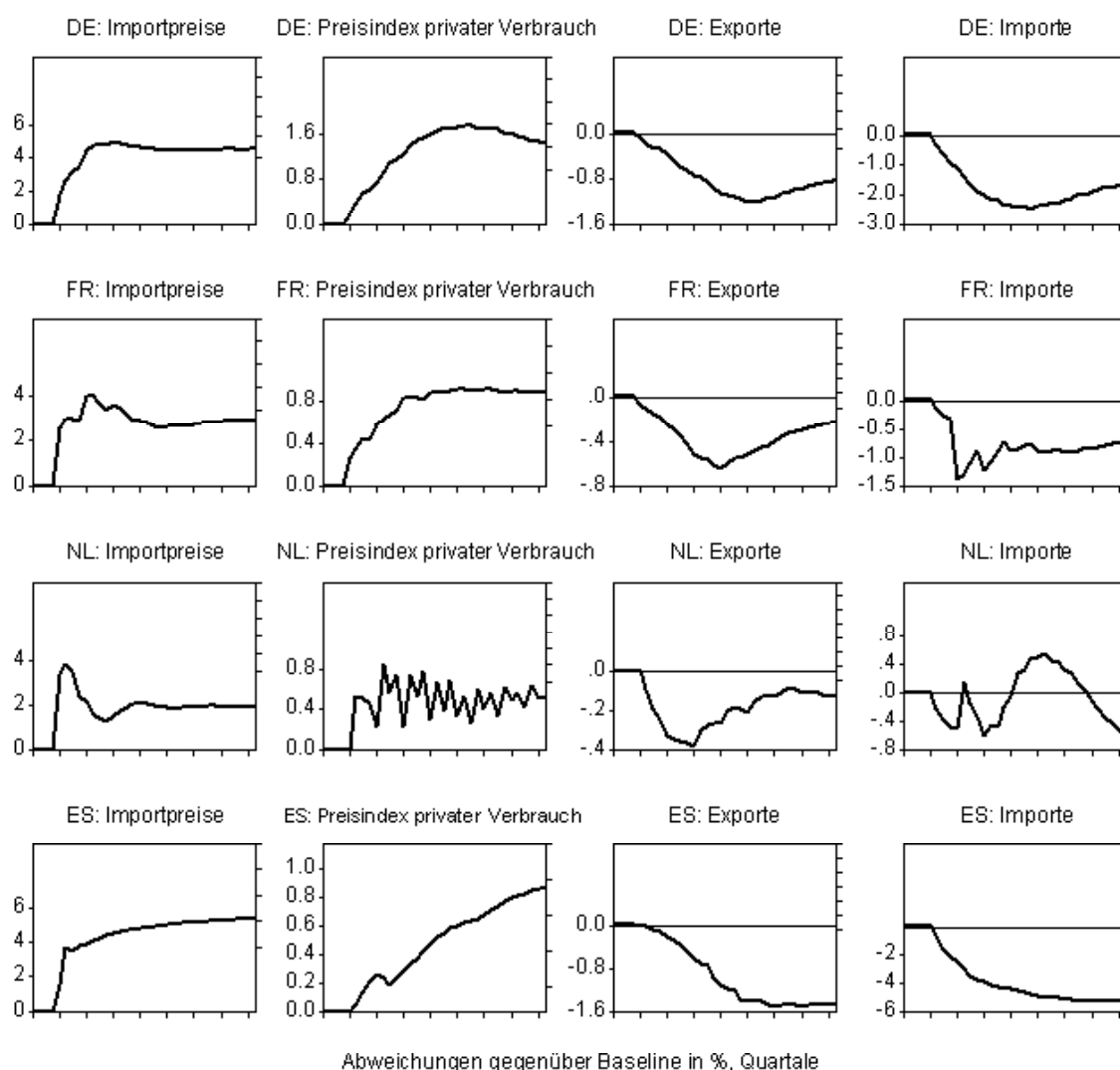
Als Folge einer Zinserhöhung stellen sich völlig verschiedene Wettbewerbsverhältnisse zwischen den einzelnen EWU-Ländern ein. Hier reagieren Frankreich und Spanien fast völlig identisch. Beide Länder erleiden starke Exportrückgänge innerhalb der EWU von bis zu 1,6% gegenüber dem Niveau der Exporte im Basisszenario. Dies resultiert aus einem Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Aktivitäten im Euroraum und einem induzierten leichten Lohn- und Lohnstückkostenanstieg in beiden Ländern. Anders dagegen die Situation in Deutschland und insbesondere in den Niederlanden: Hier sinken die Löhne (pro Kopf) bzw. die Lohnkosten als Reaktion auf die zinsinduzierte gesamtwirtschaftliche Kontraktion. In Deutschland bleiben daraufhin die Lohnstückkosten nahezu unverändert, in den Niederlanden sinken sie sogar deutlich unter ihr Niveau im Basisszenario. Als Folge gehen die deutschen Exporte in den Euroraum nur halb so stark zurück wie die von Frankreich oder Spanien; die Niederlande haben im Prinzip überhaupt keine Exporteinbußen nach der Zinserhöhung (vgl. Abbildung 4-15). Sie verbessern „einfach“ ihre relative Wettbewerbsposition.

4.1.5 Ölpreisschock

Der Ölpreisschock wird als letztes Simulationsexperiment durchgeführt. Er scheint relevant zu sein, weil unmittelbar nach Beginn der EWU eine deutliche Verteuerung von Erdöl und anderen Energieträgern auftrat. Insofern ist es wichtig herauszufinden, inwieweit diese Energiepreiserhöhung mit zu den Inflationsdifferenzen in der EWU beigetragen hat. Simuliert wird daher eine 50-

prozentige Anhebung des Erdölpreises in US-Dollar. Die Simulation dieses Ereignisses mit dem 4-Länder-Modell ist allerdings nur eine Partialanalyse, da Rückwirkungen von den Öl exportierenden Staaten in Form höherer Importe aus den Industrieländern zwangsläufig ausgeklammert bleiben müssen. Hilfsweise werden die Exporte der vier EWU-Länder in den Rest der Welt exogen gesetzt. In der Realität dürften zumindest nach einiger Zeit die Einnahmen aus dem Ölgeschäft für zusätzliche Käufe in den Industrieländern genutzt werden. Sobald das eintritt, gesellt sich zu dem negativen Preisschock ein positiver Nachfrageschock. Die Auswirkungen eines positiven Nachfrageschocks aus dem Ausland wurden an anderer Stelle schon analysiert. Aus Gründen der Vereinfachung werden neben dem nominalen Außenwert des Euro auch die Exporte der EWU-Länder in den Rest der Welt in dieser Simulation eines Ölpreisschocks konstant gesetzt. Damit wirkt der Ölpreisschock als reiner Preisschock. Nachfrageveränderungen aus dem Rest der Welt existieren nicht in dieser Analyse.

Abbildung 4-16
Ölpreisschock I



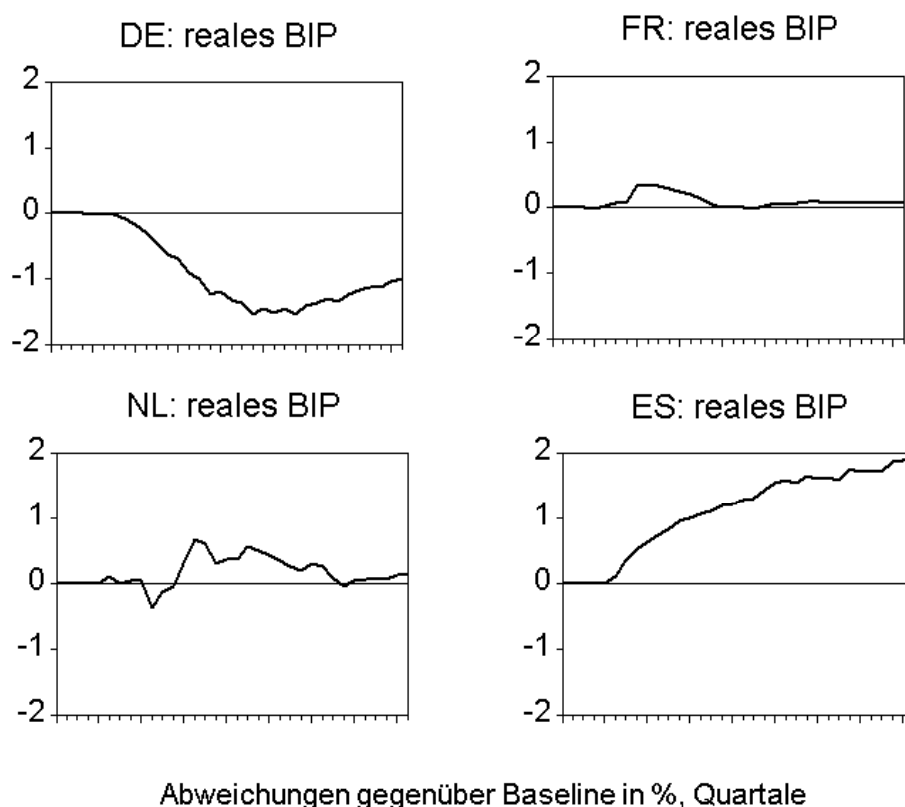
Die Ergebnisse zeigen noch ein relativ einheitliches Bild in Bezug auf den Importpreisanstieg (Abbildung 4-16). Die Importpreise liegen zwischen 2% in den Niederlanden, 3% in Frankreich und etwa 5% in Deutschland und Spanien über ihrem Niveau im Baseline-Szenario. Der induzierte Anstieg des Preisindex des privaten Verbrauchs beträgt mittelfristig zwischen 1,3% in Deutschland und 0,5% in den Niederlanden. In allen untersuchten EWU-Ländern gehen als Folge der Ölpreisverteuerung die Exporte in den EWU-Raum zurück. Diese Reaktion ist in Deutschland und Spanien mit bis zu -1,5 % unterhalb des Niveaus im Basisszenario am stärksten, während in Frankreich und den Niederlanden die Exporte deutlich weniger negativ betroffen sind. Allen Ländern gemeinsam ist die deutlich stärkere Reaktion der Importe. Diese gehen mindestens doppelt so stark zurück wie die Exporte. Diese starke Reaktion der realen Importe auf Preisänderungen beim Öl scheint zu hoch zu sein, weil Substitutions- und Einspareffekte beim Erdöl deutlich mehr Zeit brauchen dürften. Insbesondere die simulierten starken Importrückgänge Spaniens sind vor diesem Hintergrund nicht realistisch. So überrascht es dann auch nicht, dass in den Modellsimulationen nach dem Ölpreisschock das Wirtschaftswachstum in Spanien sogar steigt, während es in Frankreich und den Niederlanden etwa unverändert bleibt (vgl. Abbildung 4-17). Überraschend ist eher der starke Wachstumseinbruch in Deutschland nach dem simulierten Ölpreisschock. Das französische und das niederländische Wirtschaftswachstum werden mittelfristig nur wenig beeinflusst, während das spanische Wachstum sogar steigt (was wohl zu einem nennenswerten Teil auf den fraglichen starken Importrückgang zurückgeführt werden kann).

Die Ursache für den Wachstumsverlust in Deutschland dürfte an einem völlig anderen Reaktionsmuster bei den Löhnen liegen (vgl. Abbildung 4-18). Diese sinken nach dem Ölpreisanstieg, während sie in den anderen EWU-Ländern deutlich steigen. In den anderen EWU-Ländern reagieren die Löhne auf Veränderungen des Preisindex des privaten Verbrauchs, während sie sich in Deutschland am BIP-Deflator orientieren. Bei einem eher leicht sinkenden BIP-Deflator, induzierten Produktivitätsverlusten und einer steigenden Arbeitslosigkeit müssen in Deutschland die Nominallöhne zwangsweise im Vergleich zum Niveau im Basisszenario geringer ausfallen. Niedrigere Nominallöhne, höhere Preise für Konsumgüter und eine ungünstigere Beschäftigungsentwicklung beeinträchtigen den realen privaten Verbrauch ganz erheblich. Dieser fällt um fast 2,5% unter sein Niveau im Basisszenario. Hier weicht Deutschland gravierend von den anderen EWU-Ländern ab, in denen der reale private Verbrauch nach dem Ölpreisschock entweder mittelfristig unverändert bleibt (Frankreich und die Niederlande) oder sogar mittelfristig steigt. Entsprechend unterschiedlich fällt dann auch die Beschäftigungsentwicklung in den EWU-Ländern aus. In Deutschland ist dabei auch wieder das destabilisierende Verhalten der Finanzpolitik zu beobachten.³ Trotz Preisanstieg sinken die meisten Bemessungsgrundlagen für die Staatseinnahmen mit der Folge, dass diese unter ihr Niveau im Basisszenario fallen und auch die Staatsausgaben reduziert werden. Dies wiederum verstärkt den rezessiven Effekt des Ölpreisschocks in Deutschland.

³ Dieser Zusammenhang ist für die übrigen Länder (noch) nicht modelliert.

Zur Erklärung der zunehmenden Inflationsdifferenzen zu Beginn der EWU tragen die Modellsimulationen zum Ölpreisschocks nichts bei. Die Preise steigen in Deutschland nach einem Ölpreisschock kurzfristig deutlich stärker als in den anderen untersuchten EWU-Ländern. Und selbst langfristig liegen sie – gemäß den Modellsimulationen – immer noch leicht über den Preisen in den anderen untersuchten Ländern. Allerdings haben die Ölpreisimpulse völlig andere Wachstums- und Beschäftigungseffekte in den untersuchten Ländern. An dieser Stelle macht sich die unterschiedliche Schockverarbeitung doch bemerkbar. Nur in Deutschland zeigen sich nennenswerte Wachstumsverluste.

Abbildung 4-17
Ölpreisschock II



4.1.6 Fazit

Die Analysen der gesamtwirtschaftlichen Effekte einer Reihe von externen und internen Schocks in ausgewählten Ländern der EWU geben Hinweise darauf, wie die Unterschiede in den Lohn-, Preisniveau- und Produktivitätsentwicklungen entstanden sind und wie sie sich auf Wachstum und Beschäftigung in einzelnen Ländern des Euroraums ausgewirkt haben. Die Simulationsergebnisse zeigten – wie auch schon zuvor die Analysen ausgewählter Verhaltensgleichungen – teilweise beträchtliche Unterschiede in der Reaktion und Verarbeitung verschiedener Schocks zwischen den Ländern. Die Niederlande als kleinste und vor allem offenste Volkswirtschaft von den vier Ländern in der Analyse passt sich „zwangsläufig“ mit ihrem internen Preisniveau an das Importpreisniveau an. Dies ließe im Prinzip problemlos z.B. Erhöhungen bei der Mehrwertsteuer zu, da hier importierte und im Inland hergestellte Güter und Dienstleistungen den gleichen Steuersät-

zen unterworfen werden. Allerdings dürften dann die höheren Preise nicht als Anlass für höhere Lohnabschlüsse genommen werden. Die Niederlande sind aufgrund ihrer spezifischen Situation gezwungen, sowohl rasch auf externe Störungen zu reagieren als auch Lohn- und Beschäftigungs- bzw. Produktivitätsanpassungen vorzunehmen.

Spanien als das Land mit dem in der Vergangenheit geringsten Grad an Offenheit versucht teilweise „noch“ eigene Wege der Schockverarbeitung zu gehen. Am auffälligsten sind hier die Lohn- und Beschäftigungsreaktionen. Bei der Lohnfindung spielen derzeit (noch) weder Produktivitätseffekte noch die Situation am Arbeitsmarkt eine wichtige Rolle. Es zählen nur die Preisänderungen (der Vergangenheit). Auf den ersten Blick erscheint das unverständlich, da Spanien trotz aller beschäftigungspolitischen Erfolge noch immer eine sehr hohe Arbeitslosigkeit hat. Doch solange die Arbeitslosigkeit tendenziell zurückgeht, gibt es wohl keinen Grund, sie explizit oder implizit in die Lohnverhandlungen einzubeziehen. Hinzu kommt, dass bei einer wachsenden spanischen Wirtschaft der Geldmantel der Europäischen Währungsunion problemlos zur Weiterwälzung zu hoher Lohnabschlüsse in den Preisen genutzt werden kann. Letztlich steigen daher die Reallöhne (pro Kopf) der spanischen Beschäftigten auch nicht stärker als die der deutschen Beschäftigten. Diese Möglichkeit der Weiterwälzung von Lohnerhöhungen in den Preisen dürfte auch der entscheidende Grund dafür sein, dass in der Beschäftigungsgleichung für Spanien die Reallöhne als Kostenfaktor keine Rolle spielen. Allein das Wachstum bestimmt das Beschäftigungsniveau. Solange die spanische Wirtschaft wächst, funktioniert dieser Mechanismus. Von Jahr zu Jahr verliert Spanien dabei an preislicher Wettbewerbsfähigkeit und erhöht sein Leistungsbilanzdefizit gegenüber den anderen Ländern des Euroraums. Für sich genommen geht davon ein kontraktiver Impuls auf das spanische Wirtschaftswachstum aus. Oder anders formuliert: Spanien stellt seit einigen Jahren eine Art kleine Konjunkturlokomotive für den Euroraum dar. Neben Spanien wären an dieser Stelle aber auch Länder wie Irland oder Finnland zu nennen.

Frankreich verhält sich im Prinzip am unauffälligsten von den vier hier untersuchten Ländern. Es weicht bei vielen Indikatoren nicht sehr vom EWU-Durchschnitt ab. Und seine Reaktionen auf interne und externe Schocks sind auch nicht spektakulär. Die Anpassungsprozesse sind schnell und stark bei den Löhnen, deutlich bei den Preisen und eher langsam bei der Beschäftigung.

Deutschlands Anpassungsreaktionen auf Schocks fallen dagegen auf. Löhne, Preise und Beschäftigung reagieren gemeinsam. Preis- und Produktivitätsänderungen und vor allem Veränderungen der Arbeitslosigkeit wirken zwar auf die Lohnabschlüsse, teilweise sind die Elastizitäten aber geringer als in den anderen Ländern. Die Beschäftigung reagiert vergleichsweise stark auf Reallohnänderungen, während Wachstumsänderungen teils in Beschäftigungsänderungen und teils in Produktivitätsänderungen umgesetzt werden. Die Preise sind deutlich lohn- und produktivitätsorientiert und werden zunehmend von den Importpreisen geprägt. Die Finanzpolitik reagiert auf fast alle Schocks prozyklisch. Bei Schocks, welche die internationale Wettbewerbsfähigkeit Deutschlands beeinträchtigen, ist das Reaktionsmuster zwar langsamer als in den Niederlanden; doch soll ebenfalls die preisliche Wettbewerbsfähigkeit über geringere Lohnabschlüsse und zusätzliche Produktivitätsgewinne wieder hergestellt werden. Eine Besonderheit der deutschen Lohnabschlüsse ist, dass Importpreisänderungen offensichtlich nicht zum Anlass für Lohnänderungen genommen werden.

Mit den meisten durchgeführten Schocksimulationen können die zu Beginn der EWU sich wieder verstärkenden Inflationsdifferenzen nicht direkt erklärt werden. Auch die für Deutschland geschätzte Preisgleichung gibt nur teilweise Aufschluss. Ihre geschätzten Koeffizienten liegen im Mittelfeld der untersuchten Länder. Es zeigt sich allerdings deutlich, dass Lohnstückkostensteigerungen nur teilweise in den Preisen weitergewälzt werden. Damit führen Nominallohnsteigerungen immer auch zu – wenn auch geringeren – Reallohnsteigerungen. Hier ist ein deutlicher Unterschied zu Frankreich und Spanien zu beobachten. Und nur in Deutschland sind mit Reallohnsteigerungen nennenswerte negative Beschäftigungseffekte verbunden. Im gesamtwirtschaftlichen Zusammenhang stellen sich dann unter den Rahmenbedingungen nach Beginn der EWU nur geringe Lohnerhöhungen und noch geringere Preissteigerungen ein. Beim Vergleich der simulierten Lohnerhöhungen mit denen, die sich bei Einhaltung einer normativen Lohnformel – mittelfristiger Produktivitätsanstieg plus 2% – ergeben hätten, fällt nur Deutschland völlig aus dem Rahmen. Die deutschen Lohnzuwächse waren deutlich zu niedrig, während die der Niederlande bis Ende 2003 und die von Spanien bis zuletzt zu hoch waren.

Im Unterschied zu einer Situation, in der eine nationale Geldpolitik moderate Lohnabschlüsse mit niedrigen Zinsen honoriert und damit Wachstum und Beschäftigung fördert, entfällt diese Politik in einer Währungsunion. Insofern passt das deutsche Lohnverhalten faktisch nicht in die Rahmenbedingungen einer Währungsunion mit höheren Preissteigerungen in anderen EWU-Ländern als in Deutschland. Gleichzeitig findet sich die Umsetzung der deutschen Wiedervereinigung mit ihrem deutlichen gesamtwirtschaftlichen Lohnanstieg und dem gleichzeitigen starken gesamtwirtschaftlichen Produktivitätsrückgang in ihrem geschätzten Einfluss auf die Beschäftigungsentwicklung in den Modellsimulationen wieder. Dieser Zusammenhang wird aber nicht dauerhaft so bleiben. Deutschland gewinnt seit der Fixierung der nominalen Wechselkurse vor dem Eintritt in die EWU permanent an internationaler Wettbewerbsfähigkeit. Ein eventuell überhöhter Einstiegswechsellkurs in die Währungsunion – wofür einiges spricht –, in den auch der durch die deutsche Wiedervereinigung ausgelöste positive Lohnschock und der negative Produktivitätschock eingerechnet werden müssen, ist irgendwann durch die permanenten realen Abwertungen korrigiert. Spätestens dann gibt es keine Begründung mehr für ein weiteres generelles Zurückbleiben der Lohnabschlüsse hinter dem durchschnittlichen Produktivitätsanstieg und der Zielinflationsrate der EZB. Dieser Zeitpunkt kann auch schon erreicht bzw. überschritten sein.

Gemäß den Modellsimulationen lassen sich die Inflationsdifferenzen in der EWU nicht so sehr auf Unterschiede in der Schockabsorption zurückführen. Unterschiede in der Schockverarbeitung dürften dagegen deutlich zu den Wachstums- und Beschäftigungs- bzw. Produktivitätsdifferenzen in der EWU beigetragen haben. Gerade die starken Nominal- und Realzinssenkungen vor Beginn der EWU in einigen EWU-Ländern haben dort deutliche Wachstumseffekte ausgelöst. Diese Impulse waren stark asymmetrisch. Bei den Realzinsen ist diese Asymmetrie auch in der Währungsunion bestehen geblieben. Gleichzeitig mit den Unterschieden in den Realzinsen treten gewissermaßen spiegelbildlich entgegengesetzt wirkende Unterschiede in den Wettbewerbspositionen der einzelnen Länder auf. Während nun die Anfangsimpulse der deutlichen Zinssenkungen vor der Währungsunion in einigen Ländern in der Zwischenzeit ausgelaufen sind und heute „nur noch“ vergleichsweise niedrige Realzinsen das Wachstum fördern, baute sich gleichzeitig ein sich permanent verstärkender preislicher Wettbewerbsnachteil in diesen Ländern auf. In den Modellsimulationen

nen wird beiden Effekten gleichzeitig Rechnung getragen. Sie sind einander gegenläufig: Mit den niedrigeren Realzinsen wird das Binnenwachstum gefördert, mit der sich verschlechternden internationalen Wettbewerbsfähigkeit werden das Exportwachstum gebremst und zusätzliche Importe gefördert. In Ländern mit vergleichbaren Anpassungsreaktionen wie den Niederlanden führt dies zu relativ raschen Anpassungen bei den Löhnen. In Ländern mit ähnlichen Anpassungsreaktionen wie in Spanien dauert es sehr viel länger und verlangt teilweise Verhaltensänderungen.

4.2 Simulationen mit dem NiGEM-Modell

4.2.1 Allgemeine Beschreibung des Modells

Das NiGEM-Modell gehört zu den großen Weltmodellen: Es enthält Blöcke für alle OECD-Länder, die mitteleuropäischen EU-Beitrittskandidaten sowie China und regionale Blöcke für Ostasien, Lateinamerika und Afrika. Die Volkswirtschaften der Industrieländer sind mit jeweils 60 bis 90 Gleichungen modelliert (davon ca. 30 Verhaltensgleichungen). Es gibt eine allen Ländern weitgehend gemeinsame Struktur (teilweise geschätzt und teilweise kalibriert). Nachfrage- und Angebotsseite sind vollständig modelliert; es gibt vorwärts gerichtetes Verhalten vor allem im monetären Bereich und im Finanzsektor, aber auch bei den Konsumentscheidungen der privaten Haushalte. Das Verhalten der Wirtschaftspolitik wird für die Simulationen über geld- und fiskalpolitische Regeln beschrieben. Damit ist das Modell für die Politikanalyse geeignet und wurde vom National Institute schon mehrfach in diesem Bereich eingesetzt.⁴

Das Modell basiert in seinem theoretischen Kern auf einem "neukeynesianischen" Modell. Dies enthält eine neoklassisch modellierte Angebotsseite, lässt aber kurzfristige Lohn- und Preisrigiditäten zu. Das Modell ist "neukeynesianisch" in dem Sinne, dass Wirtschaftssubjekte ihre Entscheidungen unter vorwärts gerichteten Erwartungen treffen, nominale und reale Rigiditäten jedoch den Anpassungsprozess recht träge machen. Vorwärts gerichtet bestimmt sind im NiGEM-Modell vor allem Zinsen, Preise, Wechselkurse und Vermögenspreise (und damit auch der private Konsum).⁵

Zentrale Bausteine des Modells sind:

- *Außenhandel*: Die Kombination von Auslands- und Inlandsnachfrage sowie die relative Wettbewerbsfähigkeit determinieren die Position der Leistungsbilanz. Akkumulierte Leistungsbilanzsalden bestimmen die Auslandsverschuldung und sind Teil des privaten Vermögens.
- *Staatsverschuldung*: Staatsverschuldung ist teilweise über Geldschöpfung, teilweise über die Ausgabe zinstragender Wertpapiere möglich.
- *Privater Verbrauch*: Verfügbares Einkommen und Vermögen erklären den privaten Verbrauch. Der Wert des Vermögens wird "vorwärts gerichtet" bestimmt.

⁴ Vgl. Barrell/Morgan/Pain (1995), Barrell/Pain (1996), Barrell/Pain/Sefton (1996).

⁵ Vgl. dazu Barrell/Sefton/in't Veld (1993) und Anderton/Barrell/in't Veld (1993).

- *Produktionsfaktoren und Faktornachfrage*: Dem Modell liegen eine CES-Produktionsfunktion (konstante Substitutionselastizität) und daraus abgeleitete Faktornachfragefunktionen zugrunde. Die Arbeitsnachfrage wird über den Reallohn bestimmt. Der Reallohn ergibt sich über ein "Bargaining"-Modell, wobei langfristig nur die Arbeitsproduktivität sowie die Arbeitslosigkeit eingehen. Die Kapitalnachfrage bzw. die Investitionen werden über die Kapitalnutzungskosten (v.a. Realzins bei vorwärtsgerichteter Inflation, aber auch Steuersatzänderungen) erklärt.
- *Preise*: Die Kapazitätsauslastung bestimmt die Preissetzung und ist wesentlich für die Inflationsdynamik des Modells. Es gibt einen zeitvariablen Mark-up auf die Produktionskosten, der von der Kapazitätsauslastung abhängt.
- *Wirtschaftspolitische Regeln*: Um das Modell zu schließen, enthält das Modell wirtschaftspolitische Regeln. Für die Geldpolitik gibt es zahlreiche voreingestellte Optionen (z.B. die bekannte Taylor-Regel). Für die Fiskalpolitik wird angenommen, dass die Defizite nach Maßgabe eines Defizitziels kontrolliert werden.

Das NiGEM-Modell liefert eine neoklassische Langfristlösung, die nicht von nominalen Störungen abhängig ist. Es basiert damit auf der Annahme der langfristigen Neutralität von Geldpolitik.⁶ Nach einigen Untersuchungen ist dies eine theoretisch wie empirisch nicht haltbare These.⁷ Es können deshalb die Simulationen nur bedingt interpretiert werden. Allerdings sind die Anpassungsprozesse im NiGEM träge, und deshalb ist es für den gegebenen Zweck gerechtfertigt, das Modell zu benutzen, um herauszufinden, ob wirtschaftspolitische Schocks zu einer über mehrere Jahre deutlich von der Basissimulation abweichenden Lösung führen. Dann würden Hystereseprozesse auf dem Kapital- wie Arbeitsmarkt zu einer Verfestigung der Entwicklung führen.

Die Verwendung des NiGEM-Modells ist zudem gerechtfertigt, da es die Möglichkeit bietet, die Schocks für verschiedene Länder des Euroraums zu simulieren und die Wirkungen auf den Euroraum insgesamt auszuwerten.

Die Lohn- und Preisbildung im NiGEM-Modell

Den Ausgangspunkt der Anpassungsprozesse im NiGEM-Modell bildet eine CES-Produktionsfunktion. Sie ist folgendermaßen spezifiziert:

$$Q = \gamma [\delta (K)^{-\rho} + (1 - \delta) (L e^{\lambda_t})^{-\rho}]^{-1/\rho}$$

wobei Q die reale Güterproduktion, K den Kapitalstock, L den Arbeitseinsatz sowie λ_t den (zeitvariablen) technischen Fortschritt angibt. Die Bezeichnung γ steht für einen Skalierungsparameter, δ für einen Verteilungsparameter und $1/(1 + \rho)$ misst die Substitutionselastizität. Der Produktionsfunktion entspricht im neoklassischen Modell eine Kostenfunktion (UTC = unit costs = Stückkosten), die für den Fall der CES-Produktionsfunktion mit $\sigma = 1/(1 + \rho)$ wie folgt geschrieben werden kann:

⁶ Fiskalpolitik ist demgegenüber auch im NiGEM-Modell langfristig nicht neutral, da sie über die Verschuldung auf den langfristigen Realzins und damit auf den Kapitalstock wirkt.

⁷ Vgl. die empirische Literatur zur langfristigen Superneutralität, u.a. Fisher/Seater (1993), Weber (1994), Bullard/Keating (1995), King/Watson (1997) und Rapach (2003).

$$UTC = (1/\gamma) * \delta^\sigma * user^{1-\sigma} + ((1-\delta)^\sigma * wage^{1-\sigma} e^{(\sigma-1)\lambda_t})^{(1/(1-\sigma))}$$

In der Gleichung gibt "user" die Kapitalstückkosten (vor allem determiniert über Steuern und den langfristigen Zinssatz) und "wage" die Kosten des Faktors Arbeit – d.h. die Lohnstückkosten – an.

Die Preissetzung ergibt sich als Aufschlagskalkulation über die gesamten Stückkosten, wobei sich der Aufschlag ("mark-up") aus einem fixen Teil (θ) sowie einem konjunkturabhängigen Teil (ϕ) ergibt.

$$P = \theta * UTC * \phi(\text{output gap})$$

Das ist das theoretische Preissetzungsmodell. Diese Gleichungen werden im NiGEM-Modell zumeist in Form langfristiger Gleichgewichtsbeziehungen modelliert, d.h. als Fehlerkorrekturbeziehungen (Beziehungen in Niveaus von mit stochastischen Trends behafteten Zeitreihen) in entsprechenden Gleichungen. Darüber hinaus gibt es weitere Einflusskanäle, die die kurzfristige Dynamik der Preisbildung bestimmen. In der Modellierung der acht größten Volkswirtschaften im NiGEM-Modell werden vier Preisindizes bestimmt: Der Großhandelspreisindex, der BIP-Deflator, der Deflator der Konsumausgaben sowie der Verbraucherpreisindex.⁸ Davon sind der Großhandelspreisindex und der Deflator der Konsumausgaben die ökonomisch relevanten. Der BIP-Deflator ergibt sich als Summe der einzelnen Deflatoren, und der Verbraucherpreisindex ist an den Konsumausgabendeflator gebunden. Der Großhandelspreisindex ergibt sich als Funktion der (geglätteten = trendmäßigen) Lohnstückkosten, der Importpreise sowie der Kapazitätsauslastung. Der Konsumausgabendeflator ergibt sich wiederum als Funktion der (geglätteten = trendmäßigen) Lohnstückkosten, der Importpreise, der Großhandelspreise, der indirekten Steuern sowie eines Zeittrends.

Die Bestimmung der NAIRU im NiGEM-Modell

Aus dem Modell ergibt sich eine modellkonsistente "neukeynesianische" Lösung für die mit Preisniveaustabilität zu vereinbarende Arbeitslosigkeit, die sogenannte NAIRU ("non-accelerating inflation rate of unemployment").

Es wird angenommen, dass auf dem Arbeitsmarkt rationale Erwartungsbildung herrscht.⁹ Die NAIRU ergibt sich aus einer vereinfachten Version des Verhandlungsmodells nach Layard/Nickell/Jackman (1991, Kapitel 2). Damit haben Firmen die Verhandlungsmacht, Beschäftigung auf der Arbeitsnachfragekurve zu bestimmen. Verhandelt wird nur über die Höhe der Löhne, und das Ergebnis ist abhängig von der relativen Verhandlungsmacht der Gewerkschaften. Die Reallohnleichung ergibt sich als:

⁸ Bei kleineren Volkswirtschaften wird allerdings eine einfachere Modellierung verwendet.

⁹ Vgl. Barrell/Dury (2003), Anderton/Barrell (1995).

$$\ln(W_t / P_t) = \alpha + \ln(Y_t / L_t) - \beta U$$

d.h. die Reallöhne (W_t / P_t) sind eine Funktion der Produktivität (Y_t / L_t) sowie der Arbeitslosigkeit (U).¹⁰ Andere Faktoren, die die Höhe der Arbeitslosigkeit bestimmen können, etwa die Höhe des Mindestlohnes oder die Marktmacht der Gewerkschaften, sind in der Konstanten α subsumiert. Die NAIRU wird durch die Umformung der Preisfunktion nach dem Reallohn (dem Grenzprodukt des Faktors Arbeit) und Einsetzen in die Reallohnleichung ermittelt. Dies entspricht dem theoretischen Konzept der NAIRU.

The NAIRU is an equilibrium concept corresponding to the rate of unemployment that would prevail were the endogenous wage and price variables are at their equilibrium levels. (Barrell/Becker/Gottschalk (2003), S. 9)

Dies führt zu einer Art nachhaltiger Arbeitslosigkeit, die von den Kapitalnutzungskosten (user), dem Mark-up (θ), den Parametern der Produktionsfunktion sowie der Konstanten aus der Lohnleichung (α) abhängt:

$$\text{NAIRU}_t = \frac{1}{\beta} \left\{ \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right) - \lambda_t \right\} + \alpha - (\sigma / (1 - \sigma)) * \log(1 / 1 - \delta) + \\ 1 / (1 - \sigma) \log \{ (\gamma / \theta)^{(1-\sigma)} - \delta^\sigma * (\text{user} / P)^{(1-\sigma)} \}$$

Die wirtschaftspolitischen Regeln

Für die Geld- wie Fiskalpolitik sind im NiGEM-Modell "Regeln" unterstellt. Für die Geldpolitik wird im NiGEM-Modell im Allgemeinen angenommen, dass die Zentralbank den Zinssatz benutzt, um sowohl das Preisniveau als auch die Inflationsrate in der langen Frist zu beeinflussen. Dies entspricht einer Zwei-Säulen-Strategie, bei der die Zentralbank die Entwicklung einer nominalen Größe (nominales Bruttoinlandsprodukt oder Geldmenge) sowie die Veränderungsrate der Preise im Blick hat. Formal ist die Zinsregel (r = kurzfristiger Zins) darstellbar als:

$$r_t = \gamma_1 (\log(P_t y_t) - \log(P_t^* y_t^*)) - \gamma_2 (\Delta \log P_t - \Delta \log P_t^*)$$

wobei P die Preise und y das reale Bruttoinlandsprodukt angeben. Daneben sind aber auch ein reines Nominalziel ($\gamma_2 = 0$) oder ein reines Inflationsziel ($\gamma_1 = 0$) oder sogenannte Taylor-Regeln einstellbar.

¹⁰ Die Gleichung ist als Reallohnleichung definiert. Natürlich handeln Gewerkschaften und Arbeitgeber Nominallöhne aus. Die Aufschlagskalkulation besagt aber, dass sich im Gleichgewicht das Preisniveau über eine Aufschlagskalkulation der Unternehmen ergibt. Damit kann der Reallohn im Gleichgewicht nur steigen, wenn auch die Produktivität steigt. Die Arbeitslosigkeit kommt hinein, da im neoklassischen Modell eine durch überhöhte Reallöhne generierte (nicht unfreiwillige) Arbeitslosigkeit nur abgebaut werden kann, wenn die Reallöhne wieder sinken.

Die Fiskalpolitik ist so modelliert, dass die Defizite nach Maßgabe eines Defizitziels kontrolliert werden und zu diesem Zwecke der Steuersatz variiert wird. Es wird angenommen, dass ein das Stabilitätsziel überschreitendes Defizit in fünf Jahren abgebaut wird.

Damit sind für das Gutachten relevante Blöcke des NiGEM-Modells beschrieben. Im Folgenden werden die durchgeführten Simulationen beschrieben und die Ergebnisse diskutiert.

Die Außenwirtschaftsbeziehungen

Im NiGEM-Modell werden sowohl die realen Handelsmengen als auch die Import- und Exportpreise bestimmt. Für die realen Exporte wie Importe werden die ausländische respektive einheimische Nachfrage und die Wettbewerbsfähigkeit (gemessen an relativen Lohnstückkosten) zur Bestimmung herangezogen. Um die notwendigen Gewichte zu bilden, wird eine auf einem Stichjahr basierte Verflechtungsmatrix (aktuell: 1994) benutzt.

Die Exportnachfrage ist damit eine Funktion der Importnachfrage auf den jeweiligen Exportmärkten (gemessen an der Verflechtungsmatrix), der relativen Exportpreise – wobei die Gewichte sich aus der Bedeutung anderer Exporteure als Wettbewerber ergeben – und der relativen Lohnstückkosten. Die Gewichte für die relativen Preise und die relativen Lohnstückkosten werden ebenfalls aus der Verflechtungsmatrix ermittelt. Die Importnachfrage wiederum ist eine Funktion der Binnennachfrage, der relativen Importpreise sowie ebenfalls der relativen Lohnstückkosten.

Die Preise für Importe und Exporte werden für größere Länder getrennt für die Güter des verarbeitenden Gewerbes und für alle übrigen Güter bestimmt. Die Importpreise im verarbeitenden Gewerbe ergeben sich als Funktion der Exportpreise des verarbeitenden Gewerbes der anderen Länder. Die Exportpreise des verarbeitenden Gewerbes hängen von einem Weltpreis des verarbeitenden Gewerbes, den heimischen Preisen sowie dem Wechselkurs ab. In die Bestimmung der übrigen Import- und Exportpreise gehen darüber hinaus eine ganze Reihe von Rohstoffpreisen (Öl, Agrarrohstoffe, Metalle) ein. Deren Modellierung erfolgt wiederum in Abhängigkeit von der Konjunktur in den Industrieländern.

Beschreibung der Simulationen

Mit dem NiGEM-Modell kann die Interaktion der Verarbeitung von Schocks zwischen verschiedenen Ländern eines Währungsraumes beschrieben werden, wobei für den Währungsraum insgesamt eine einheitliche Geldpolitik herrscht.

Zum einen interessiert dabei, wie (endogene) lohnpolitische Schocks in den verschiedenen Ländern wirken. Dazu wurde für Deutschland, die Niederlande, Frankreich und Spanien eine Erhöhung der nominalen Stundenlöhne simuliert, die in jedem Jahr um einen Prozentpunkt über der Steigerung in der Basislösung liegt. Dazu wurden endogene Schocks auf die Lohnsumme insgesamt auferlegt und die Reaktion auf die Zahl der Beschäftigten und die durchschnittlich gearbeiteten Stunden endogen im Modell ermittelt.

Zum anderen wurden die Effekte einer 10-prozentigen Erhöhung des Ölpreises sowie einer Änderung des Wechselkurses auf die Lohn- und Preisbildung in den verschiedenen Ländern simuliert.

Generell wurden alle Simulationen mit der Standardeinstellung von vorwärts gerichteten Erwartungen durchgeführt. In allen Abbildungen sind die relevanten Variablen immer mit einem Länderkürzel beginnend dargestellt (FR = Frankreich, GE = Deutschland, NL = Niederlande, SP = Spanien, EL = Euroraum).

4.2.2 Nominallohnschock

Für die Simulation der Nominallohnschocks war es notwendig, Hilfsgrößen zu bilden, d.h. Variablen, die im Modell nicht definiert sind. Konkret wurden folgende Größen berechnet:

1. Nominaler Stundenlohn = Lohnsumme/(Beschäftigte*durchschnittliche Stunden)
2. Realer Stundenlohn = (Lohnsumme/(Beschäftigte*durchschnittliche Stunden))/Deflator des privaten Verbrauchs

Für die Simulation wurde die Lohnsumme über Residuenanpassung so eingestellt, dass das Wachstum der Stundenlöhne für Zeitraum von fünf Jahren um einen Prozentpunkt pro Jahr über der Basissimulation liegt, beginnend im ersten Quartal 1999. Das ist gleichbedeutend mit einer mittelfristig den durch die Modellgleichungen (vgl. Abschnitt 4.2.1) vorgegebenen Stabilitätspfad verlassenden Lohnpolitik. Die Wirtschaftspolitik folgt den in Abschnitt 4.2.1 beschriebenen Regeln. Danach "schwingt" sich das Modell endogen wieder ein.

Abbildung 4-18

Reaktion der nominalen Stundenlöhne (Variable = NWAGE, Abweichung von Basislösung in Prozent)

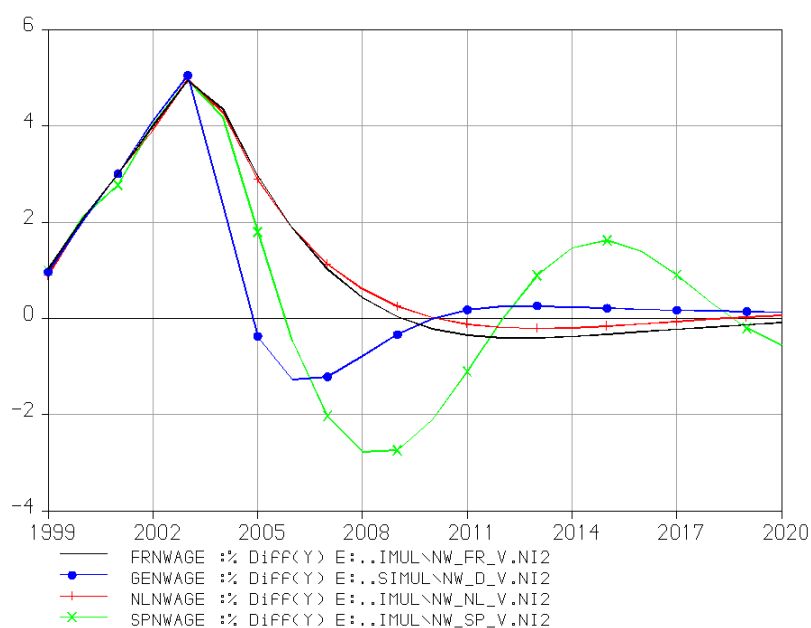
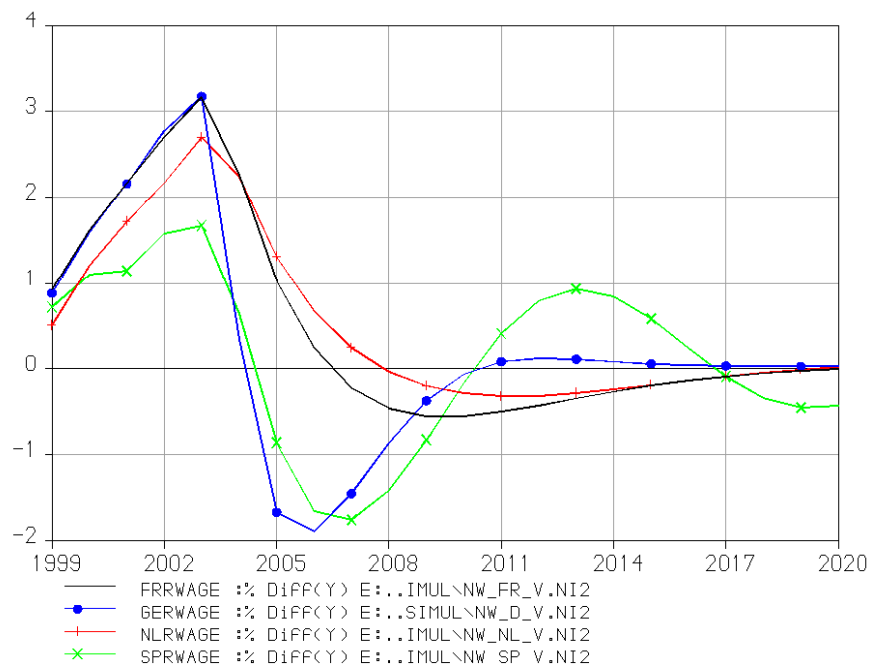
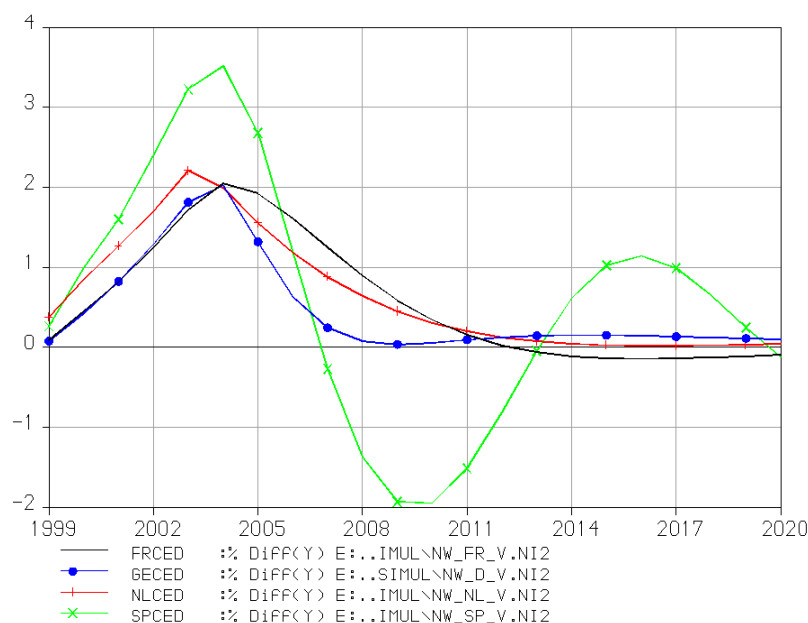


Abbildung 4-19**Reaktion der Reallöhne (Variable = RWAGE, Abweichung von der Basislösung in Prozent)**

Es zeigt sich, dass die Reallöhne am stärksten in Deutschland und Frankreich steigen, während in den Niederlanden und vor allem in Spanien eine deutlich geringere Reaktion sichtbar wird. (Nominale) Lohnschocks gehen also in den beiden letztgenannten Ländern deutlich stärker mit Inflationsreaktionen einher als in Deutschland oder Frankreich.

Dies wird in der Abbildung 4-20 deutlich. Während in Deutschland, Frankreich und den Niederlanden weit weniger als die Hälfte der Wirkung des Schocks in die Inflation geht, gibt es deutliche Inflationseffekte in Spanien. Dies reflektiert sicher die früher starke, aber zu einem gewissen Teil immer noch bestehende explizite oder implizite Indexierung, die auf jeden Fall in den geschätzten (historischen) Koeffizienten enthalten ist.¹¹

¹¹ Dies macht sicherlich eine Schwäche der ökonometrischen Politikevaluierung aus, nämlich auf Basis historisch geschätzter Verhaltensbeziehungen Simulationen künftiger Prozesse abzuleiten (letztlich der Kern der Lucas-Kritik). Allerdings kann man die Lucas-Kritik auch positiv wenden: Nominallohnschocks müssen in Spanien nicht notwendigerweise inflationär wirken, wenn sich die Institutionen der Lohnbildung ähnlich stabilitätsorientiert verhalten wie in Deutschland.

Abbildung 4-20**Reaktion des Konsumausgabendeflators (Variable = CED, Abweichung von der Basislösung in Prozent)**

Spiegelbild der Preisentwicklung ist die Entwicklung des realen effektiven Wechselkurses, in dem sich in einer Währungsunion vor allem die divergierenden Lohnstückkosten und damit Preisniveaus niederschlagen. In Spanien ist die reale Aufwertung nach dem Lohnschock am größten. Dies führt dazu, dass die Exporte deutlich stärker zurückgehen als in den anderen Ländern (Abbildung 4-21), in der Spitze um fast 2,5 % gegenüber der Basissimulation. In den Niederlanden, die in der Simulation eine ähnlich große Verschlechterung der Wettbewerbsposition wie Deutschland oder Frankreich erleiden, ist demgegenüber der dämpfende Effekt auf die Exporte deutlich geringer. Dies könnte an geringeren Drittmarkteffekten einer überzogenen Lohnpolitik in den Niederlanden liegen, vor allem wenn man bedenkt, dass die Geldpolitik auf eine Änderung der Lohnpolitik in den Niederlanden deutlich weniger reagiert (Abbildung 4-28), da wegen des geringen Gewichts die Auswirkungen einer Inflationserhöhung auf den Euroraum gering sind (Abbildung 4-27). Dies deutet darauf hin, dass die Möglichkeiten, zu einer "beggar-thy-neighbor"-Politik zu greifen, für kleine Länder deutlich besser sind als für große Länder. Allerdings scheinen gerade die Ergebnisse für die Niederlande vor dem Hintergrund der mit dem EBC-Modell simulierten Ergebnisse fragwürdig, da bei einer kleinen und offenen Volkswirtschaft ein stärkerer Effekt auf die Exporte zu erwarten gewesen wäre.

Der Exportdämpfung entspricht in etwa auch die Wirkung auf das reale Bruttoinlandsprodukt (Abbildung 4-22), d.h. in Spanien ist die Reaktion insgesamt am stärksten ausgeprägt. In den Niederlanden ergibt sich eine Art "J-Kurven-Effekt" der Aufwertung, der in den Importen sichtbar wird: Trotz insgesamt verschlechterter Wettbewerbsfähigkeit und gedämpfter Exporte kommt es zu einem (kurzfristigen) Importanstieg (Abbildung 4-23), der über der Basislösung liegt. Die Ursache dafür könnte in dem Anstieg der Reallöhne liegen, der den privaten Konsum stützt. Außerdem setzt die Verschiebung der Terms of Trade Substitutionsprozesse in Gang, die eine Ausweitung der Importe implizieren könnten. Da die Importe bei der Berechnung des Bruttoinlandsprodukts abgezogen

gen werden, führt das dazu, dass die geringe Dämpfung bei den Exporten nun durch vergleichsweise kräftige Importzunahmen kompensiert wird. Dies vermindert das reale Bruttoinlandsprodukt im Gefolge des Lohnschocks insgesamt genauso stark wie in Deutschland und Frankreich.

Abbildung 4-21

Reaktion der realen Warenexporte (Variable = XVOL, Abweichung von der Basislösung in Prozent)

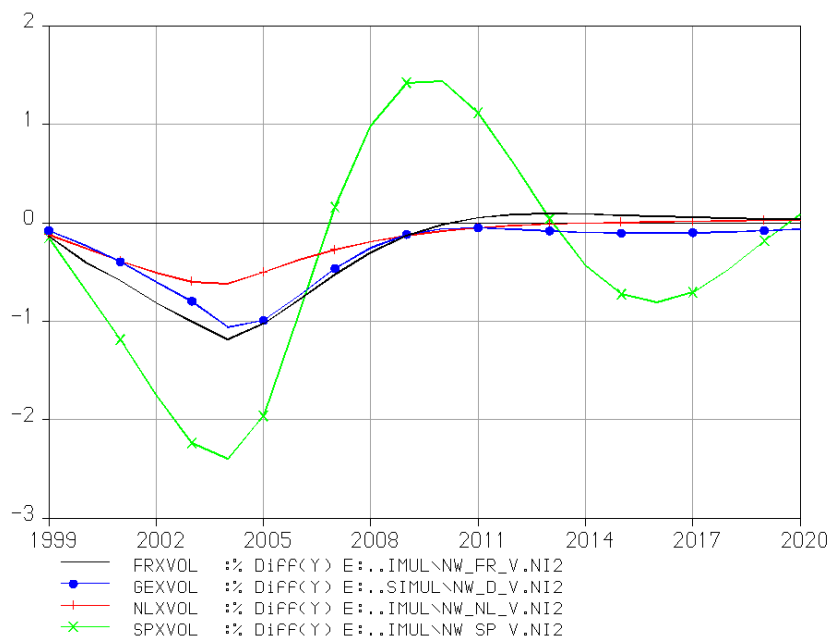
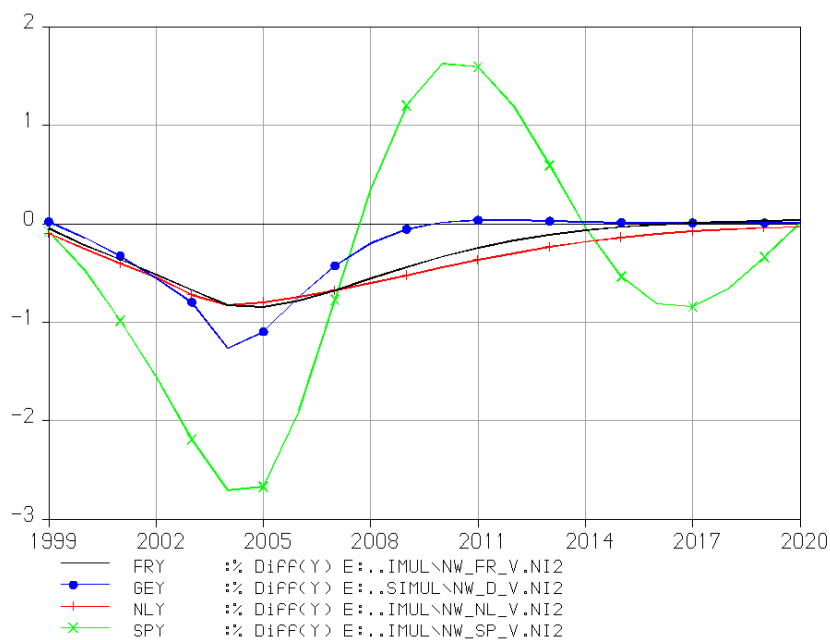


Abbildung 4-22

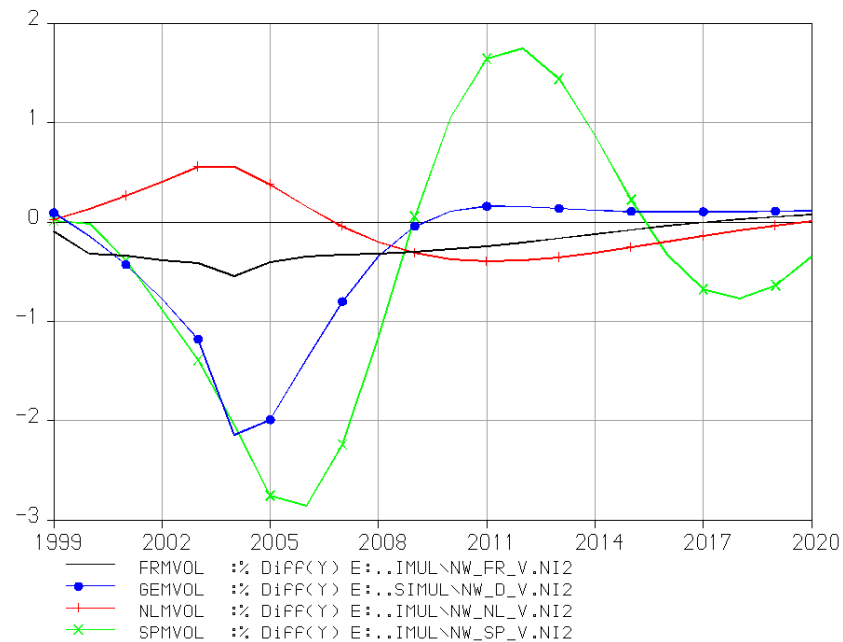
Reaktion des realen Bruttoinlandsprodukts (Variable = Y, Abweichung von der Basislösung in Prozent)



Auffällig ist der Unterschied bei der Reaktion der Importe zwischen Deutschland und Frankreich: In Frankreich reagieren die Importe trotz einer betragsmäßig ähnlichen realen Aufwertung deutlich schwächer als in Deutschland, wo die Reaktion sehr ausgeprägt ist.

Abbildung 4-23

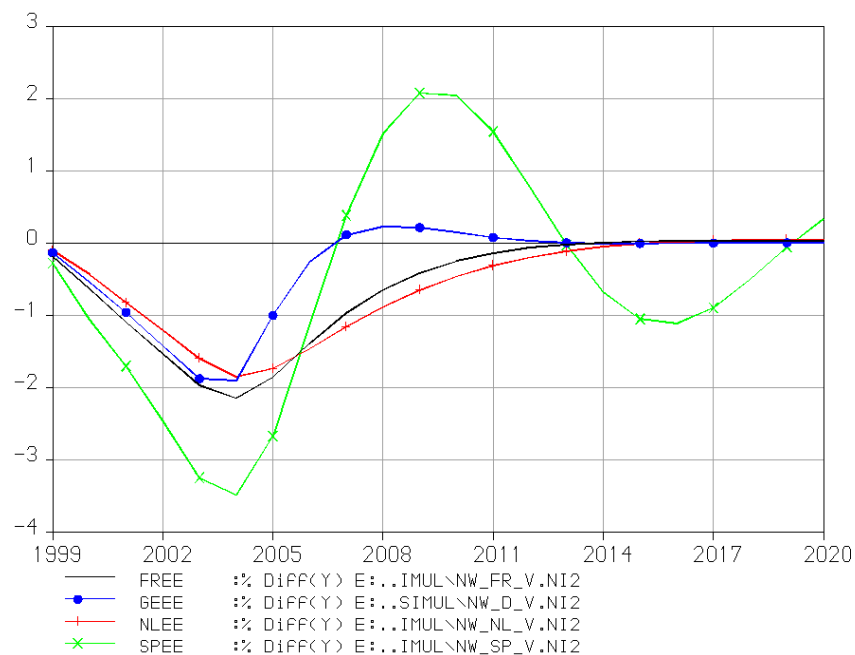
Reaktion der realen Warenimporte (Variable = MVOL, Abweichung von der Basislösung in Prozent)



In allen Ländern kommt es zu einer deutlichen Beschäftigungsreduktion (gemessen in Personen) – am deutlichsten in Spanien, wo der Anstieg der Reallöhne am stärksten ausfällt.

Abbildung 4-24

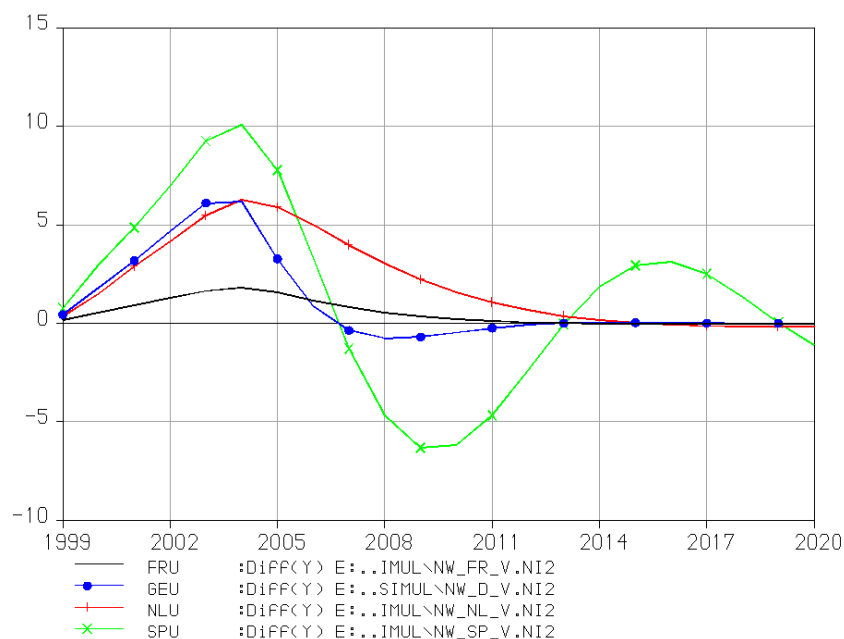
Reaktion der Beschäftigung (Variable = EE, Abweichung von der Basislösung in Prozent)



Dem Beschäftigungsabbau entspricht in allen Ländern mit Ausnahme Frankreichs spiegelbildlich ein Anstieg der Arbeitslosenquote. Zwar steigt diese auch in Frankreich, dies jedoch insgesamt sehr viel weniger, als es die Beschäftigungsreduktion nahe legen würde. Offenbar reagiert das Arbeitsangebot in Frankreich sehr viel stärker auf Reallohnänderungen als in anderen Ländern.

Abbildung 4-25

Reaktion der Arbeitslosenquote (Variable = U, Abweichung von der Basislösung in Prozentpunkten)



Da es mit dem Mehr-Länder-Modell möglich ist, die Interaktionen zwischen verschiedenen Wirtschaftsräumen zu erfassen, können Aussagen über die Wirkung endogener nationaler Lohnschocks auf die Entwicklung im Euroraum insgesamt gemacht werden. Der Vorteil dieser Simulation gegenüber einem Einzelgleichungsansatz oder einem Partialmodell besteht in der Erfassung von Interaktionen zwischen den nationalen Wirtschaftsräumen – und damit Drittmarkteffekten. Abbildung 4-26 zeigt die Reaktion des realen Bruttoinlandsprodukts im Euroraum auf die jeweiligen nationalen Lohnschocks. Die Reaktion auf den deutschen Lohnschock ist insgesamt am stärksten, dies nicht allein wegen des hohen Gewichtes von Deutschland, sondern auch wegen der Belastungen, die von Deutschland auf andere Länder ausstrahlen. Auch die inflationäre Wirkung, die von einem Lohnschock in Deutschland ausgeht, ist weitaus stärker.

Abbildung 4-26

Reaktion des realen Bruttoinlandsprodukts im Euroraum insgesamt (Variable = Y, Abweichung von der Basislösung in Prozent)

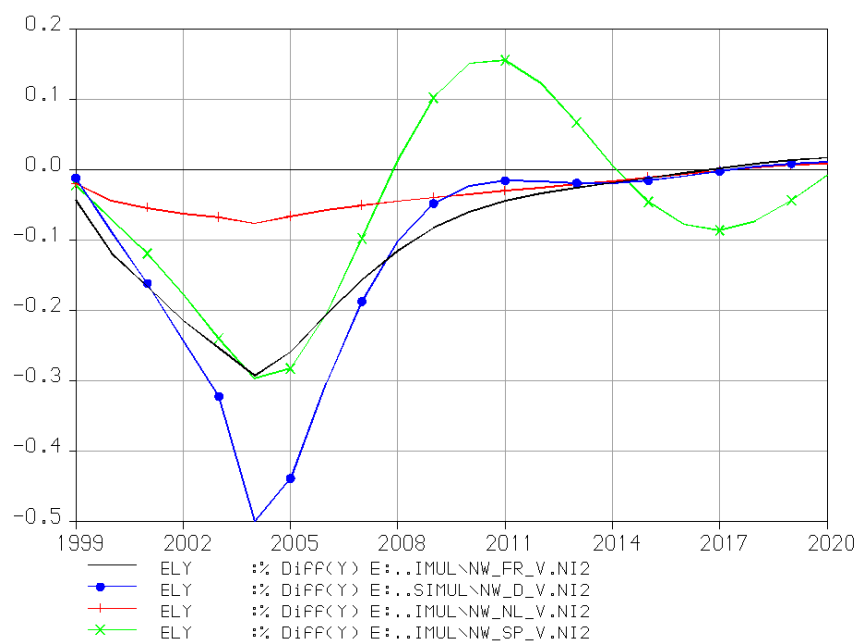
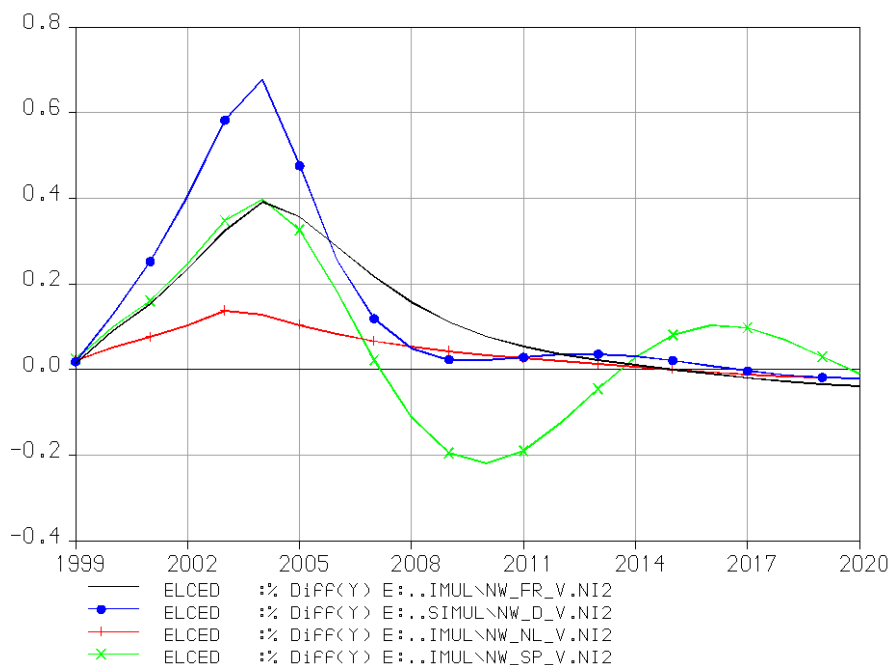


Abbildung 4-27

Reaktion des Deflators des privaten Konsums im Euroraum (Variable = CED, Abweichung von der Basislösung in Prozent)

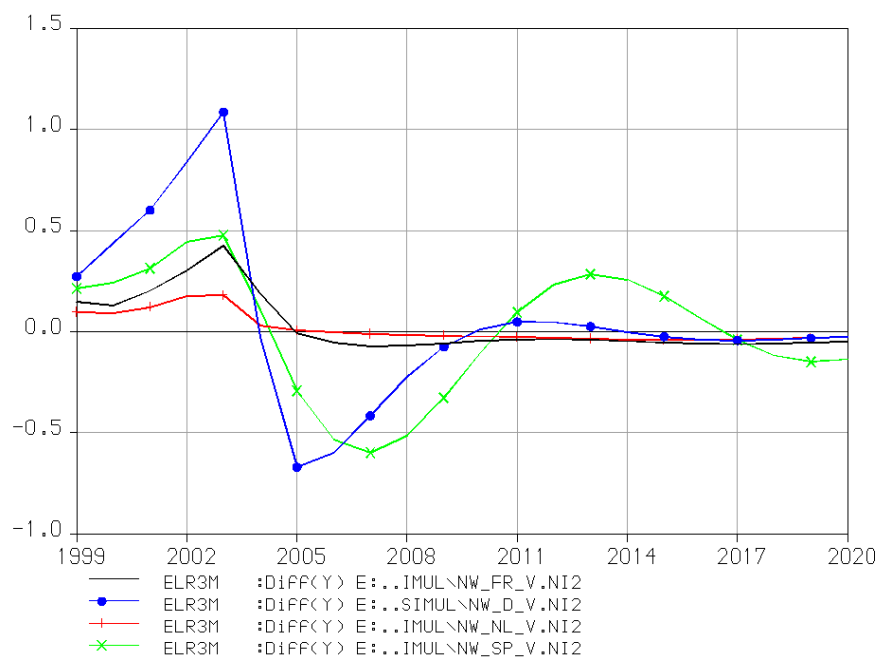


Hinzu kommt, dass bei einem Lohnschock in Deutschland die Zentralbank auch am stärksten reagiert. Die Zinsreaktion bei der hier unterstellten Politikregel beträgt immerhin über einen Prozentpunkt, vor allem wegen der im Modell generierten Inflationswirkung. Interessant ist, dass der Lohnschock in Frankreich – ebenfalls einem der großen Länder im Euroraum – weit geringere

Reaktionen auslöst. Dies liegt vor allem daran, dass die französischen Importe im Gefolge der Lohnschocks weit weniger zurückgehen als in Deutschland (Abbildung 4-23). Damit ist die Drittmarktwirkung viel weniger stark ausgeprägt.

Abbildung 4-28

Reaktion der kurzfristigen Zinsen (Variable = R3M, Abweichung von der Basislösung in Prozentpunkten)



4.2.3 Ölpreisschock

In den bisherigen Simulationen stand die Verarbeitung „endogener“ Schocks im Vordergrund, d.h. es wurde davon ausgegangen, dass die Gewerkschaften Nominallöhne aushandeln, die über die durch die Lohnfunktion bestimmten Arbeitsentgelte hinausgehen. Es wurde ein Strukturbruch in der Lohnfunktion unterstellt. Gleichzeitig gibt es jedoch auch exogene Preisschocks, die sich z.B. über Ölpreise ergeben. Deren Transmission in die Lohn- und Preisbildung erfolgt im Modell bei gegebenen endogenen Lohnfunktionen (ohne Strukturbruch).

Für die Simulation wurde jetzt der Ölpreis (in US-Dollar) für fünf Jahre um 10% über die Basissimulation gehoben (und danach wieder auf die Basissimulation gesetzt). Dies ist ein symmetrischer Schock, d.h. er betrifft alle Länder des Euroraums (genauso wie die nichteuropäischen Länder natürlich).¹² Die Geldpolitik reagiert wiederum endogen mit einer Mischung aus Nominal- und Inflationstargeting (siehe Abschnitt 4.2.1). Die Simulation wurde vorwärts gerichtet durchgeführt.

Der Schock führt dazu, dass das reale Bruttoinlandsprodukt in allen Ländern gegenüber der Basissimulation zurückgeht. Ausnahme ist Spanien, wo sich kein deutliches Muster ergibt: Erst

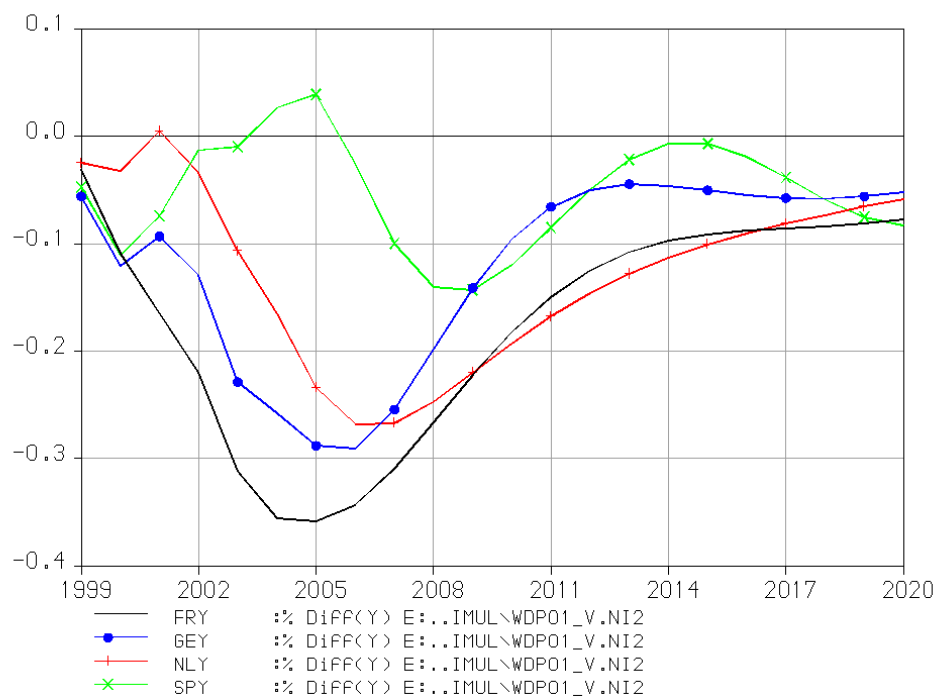
¹² Im NiGEM wird übrigens auch die Rückwirkung des Kaufkraftentzugs in den Industrieländern, dem ein Kaufkraftgewinn in den ölproduzierenden Ländern gegenübersteht, modelliert.

fällt das Bruttoinlandsprodukt unter die Basislösung, dann liegt es kurz darüber. Insgesamt ist der Effekt allerdings als negativ zu bewerten.

In fast allen Ländern kommt es überdies zu einer positiven Reaktion der Preise – am stärksten ausgeprägt in Frankreich (Abbildung 4-30). In Spanien wiederum ist die Reaktion unklar. Der längerfristige Gesamteffekt ist aber auch hier positiv. Dies deutet insgesamt auf Schwierigkeiten bei der Modellierung im Falle Spaniens hin.¹³

Der Grund für die sehr ausgeprägte Preisreaktion in Frankreich liegt darin, dass von den untersuchten Ländern nur Frankreich eine deutliche Lohnreaktion auf den Ölpreisschock zeigt. In allen anderen Ländern sinken die nominalen Stundenlöhne – bei schlechterer Konjunktur und damit steigender Arbeitslosigkeit sogar leicht bis deutlich.

Abbildung 4-29
Reaktion des realen Bruttoinlandsprodukts (Variable = Y, Abweichung von der Basislösung in Prozent)



¹³ Das Spanien-Modell weist offenbar eine kritische dynamische Struktur auf, die sich auch in den langen Einschwingphasen in den vorigen Simulationen zeigt. Alles in allem sind die meisten Simulationen aber durchaus sinnvoll interpretierbar.

Abbildung 4-30

Reaktion des Konsumausgabendeflators (Variable = CED, Abweichung von der Basislösung in Prozent)

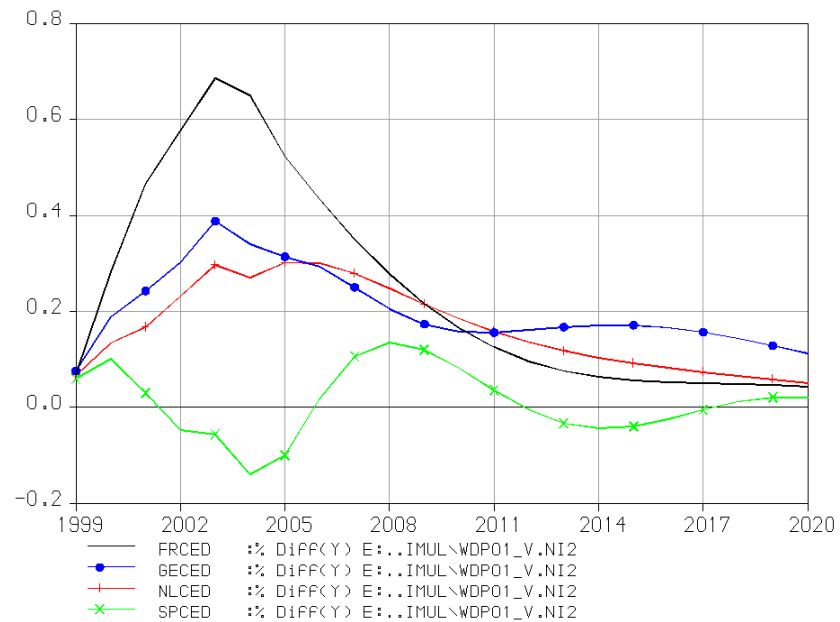
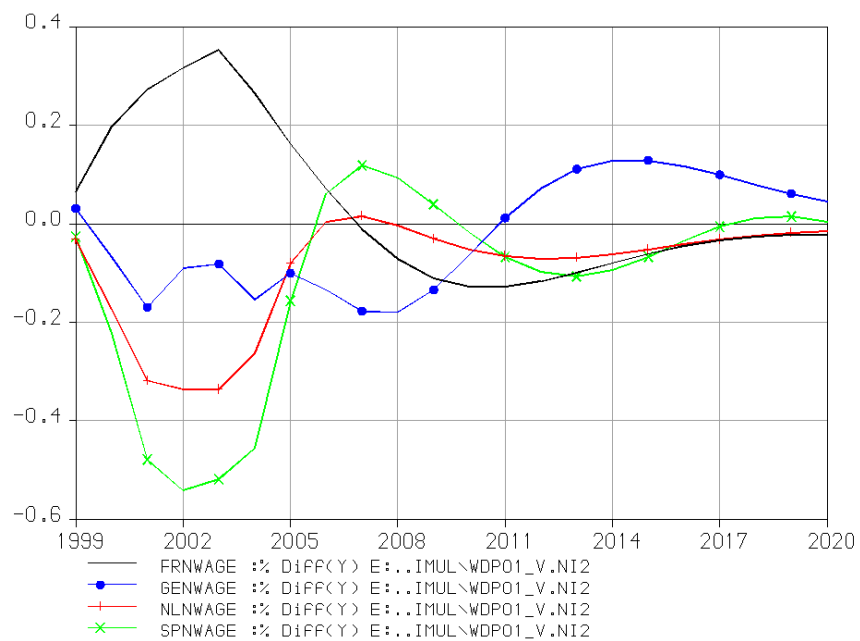


Abbildung 4-31

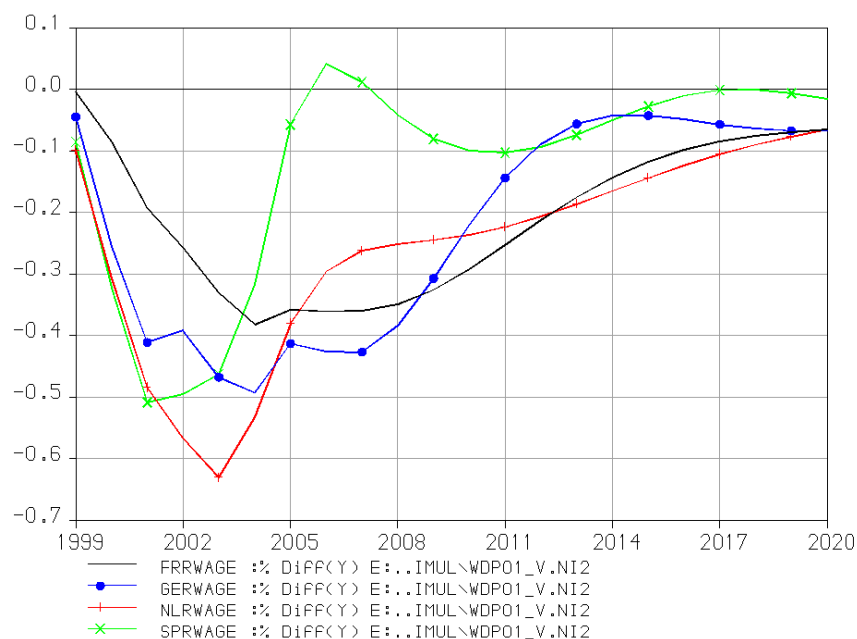
Reaktion der nominalen Stundenlöhne (Variable = NWAGE, Abweichung von der Basislösung in Prozent)



Allerdings sinken in allen Ländern die Reallöhne, d.h. in keinem Land wird der Ölpreisschock völlig kompensiert. Der Rückgang der Reallöhne ist allerdings in Frankreich am geringsten ausgeprägt.

Abbildung 4-32

Reaktion der realen Stundenlöhne (Variable = RWAGE, Abweichung von der Basislösung in Prozent)



4.2.4 Wechselkursschock

Darüber hinaus interessiert für das Gutachten die Frage, inwieweit Wechselkursschocks zu unterschiedlichen Reaktionen bei der Lohnbildung führen. Dies zu modellieren ist allerdings nicht einfach. Das Problem besteht darin, dass sich im NiGEM-Modell der Wechselkurs über eine Zinsparitätsgleichung immer ergibt und über die Art der Modellierung sichergestellt ist, dass der nominale Wechselkurs langfristig neutral gegenüber der Realsphäre ist. Wenn der Wechselkurs sich ändert und dies gleichzeitig eine stabile Lösung des Modells sein soll, müssen sich andere Größen in dem Modell zwangsläufig anpassen. Diese Anpassung muss aber durch die Art der Definition desjenigen oder derjenigen Schocks möglich sein.

Um es an einem Beispiel festzumachen: Wenn der nominale Wechselkurs zwischen zwei Währungsräumen sich über längere Zeit ändern soll, muss sich das Verhältnis der nominalen Bruttoinlandsprodukte auch ändern, d.h. entweder es ändert sich das Preisniveau in einem oder beiden Währungsräumen oder das reale Bruttoinlandsprodukt muss sich ändern (hier über eine Veränderung der Realzinsen in beiden Währungsräumen). Konkret bedeutet dies, dass sich die Zinsen ändern können müssen und sich das Preisniveau in irgendeinem Währungsraum (oder mehreren) anpassen muss. Damit vermischen sich dann aber die Effekte der Zinsänderung mit denen der Wechselkursänderung auf Löhne und Preise. Erschwerend kommt hinzu, dass das Modell nichtlinear in

Bezug auf die Stärke der Wechselkursänderung reagiert, d.h. es ist sehr sensitiv bezüglich des Ausmaßes der Schocks. Ein betragsmäßig relativ großer Wechselkursschock bringt das Modell stark aus dem Gleichgewicht und führt dazu, dass das Modell bei vorwärts gerichteten Erwartungen keine Lösung mehr findet.

Um einen Wechselkursschock zu simulieren, muss zunächst eine Hypothese darüber aufgestellt werden, warum sich der Wechselkurs ändern soll. In der modellendogenen Lösung spiegelt der Wechselkurs ja immer eine Gleichgewichtslösung wider. Eine mögliche Herangehensweise besteht darin, eine Veränderung der nominalen Zielgrößen anzunehmen, d.h. eine nachhaltige Lockerung bzw. Straffung der Geldpolitik. Dies führt zu einem permanenten Anstieg bzw. Absinken des Preisniveaus gegenüber der Basissimulation und ist kompatibel mit einer Abwertung respektive Aufwertung des nominalen Wechselkurses. Gleichzeitig bedeutet die Veränderung der Ausrichtung der Geldpolitik natürlich, dass sich der kurzfristige Zins ändern muss, was wiederum Effekte der Zinssenkung auf Löhne und Preise zur Folge hat, die von den Wechselkurseffekten unabhängig sind. Für die Fragestellung interessiert aber vor allem der Wechselkurseffekt, d.h. man möchte gern den Zinseffekt ausschalten. Aus oben genannten Gründen kann man das aber nicht. Hingegen kann man die Anpassungsmechanismen zeitverzögert wirken lassen. Damit werden zumindest für die ersten Perioden des Schocks plausible Resultate erzielt.

Um die Effekte einer Wechselkursänderung zwischen den USA und dem Euroraum zu modellieren, wurde folgende Herangehensweise gewählt. Das nominale Ziel (wichtig für die Regel der Geldpolitik, die sich einerseits am nominalen Ziel, andererseits am Inflationsziel orientiert) wurde – beginnend im Jahre 1999 – für sieben Jahre um 5% angehoben. Spiegelbildlich dazu wurde das nominale Ziel für die USA um 5% gesenkt, um die Anpassung an die Wechselkursänderung symmetrisch zu verteilen. Um die Effekte der Wechselkursänderung zu isolieren, wurde der Zins fünf Jahre lang auf dem Niveau der Basissimulation gehalten, d.h. die für die Stabilität des Modells notwendige Anpassung des Zinses findet erst zwischen dem fünften und dem siebten Jahr statt. Da die Simulation „vorwärtsgerichtet“ durchgeführt wurde, verändert sich der Wechselkurs sofort, d.h. im ersten Jahr, obwohl die Zinsänderung, die das Modell wieder ins Gleichgewicht bringt, erst in fünf Jahren stattfindet. Damit ist es möglich, die Effekte von Wechselkurs- und Zinssatzänderung zu trennen.

Die 5-prozentige Veränderung des nominalen Ziels führt in beiden Ländern zu einer Veränderung des effektiven Wechselkurses um 2,5% respektive 3%. Insgesamt verändert sich damit die Wechselkursrelation zwischen Euro und Dollar um gut 5%.

Abbildung 4-33

Effektive Wechselkurse und kurzfristige Zinsen im Euroraum und in den USA
(Abweichung von der Basissimulation in Prozent bzw. Prozentpunkten)

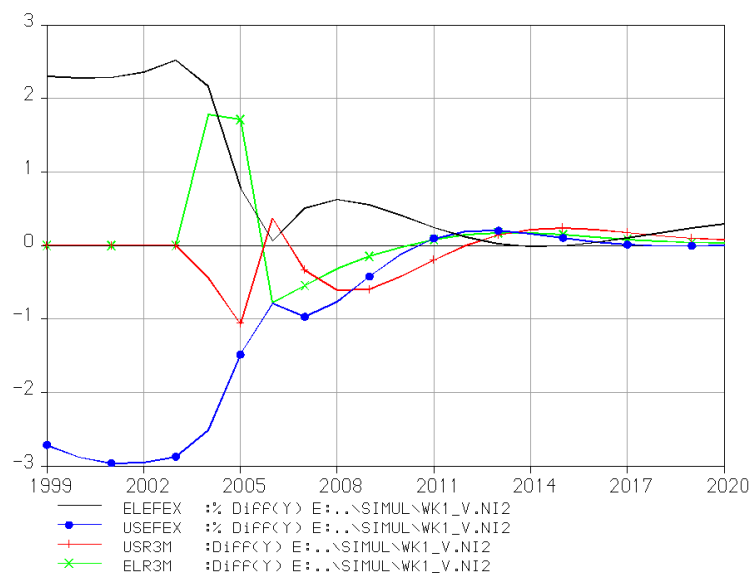
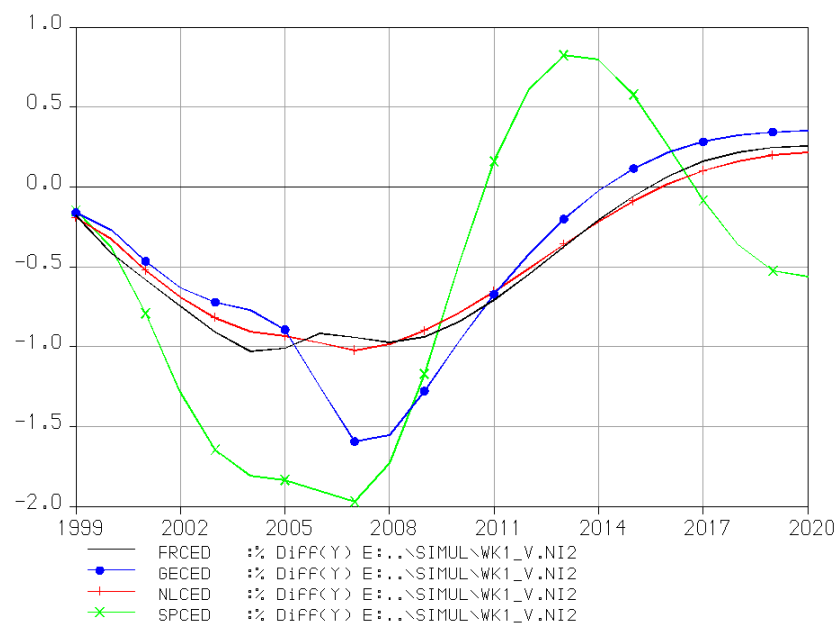


Abbildung 4-34

Reaktion des Konsumausgabendeflators auf einen Wechselkursschock
(Variable = CED, Abweichung von der Basissimulation in Prozent)

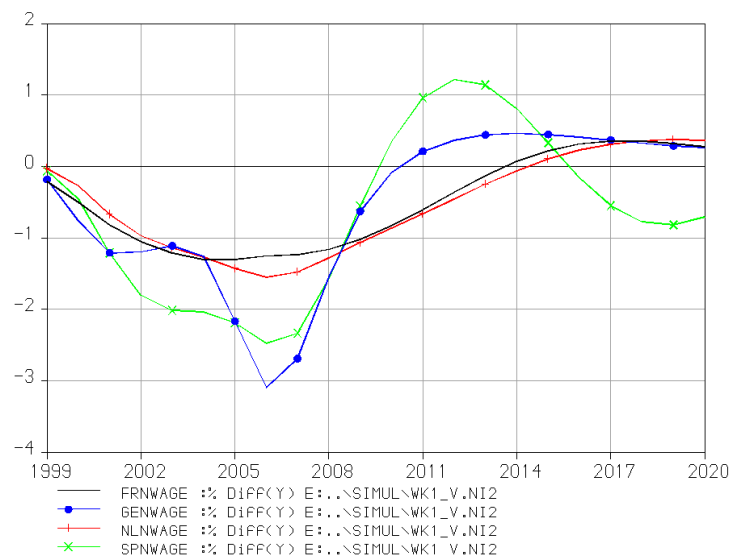


Die kurzfristigen Zinsen reagieren erst nach fünf Jahren, so dass man sich für die Zeit dazwischen die Effekte des Wechselkursschocks ansehen kann. Betrachtet man die Reaktion der Preisniveaus bzw. der Nominallöhne auf den Wechselkursschock Abbildung 4-34 und Abbildung 4-35 zeigt sich, dass die Wechselkursänderung in den betrachteten Ländern der EWU sehr unter-

schiedlich zu Buche schlägt. Die stärkste Reaktion bezüglich der Preiswirkungen zeigt Spanien, gefolgt von Deutschland. In den Niederlanden und Frankreich ist die Reaktion weniger stark ausgeprägt.

Abbildung 4-35

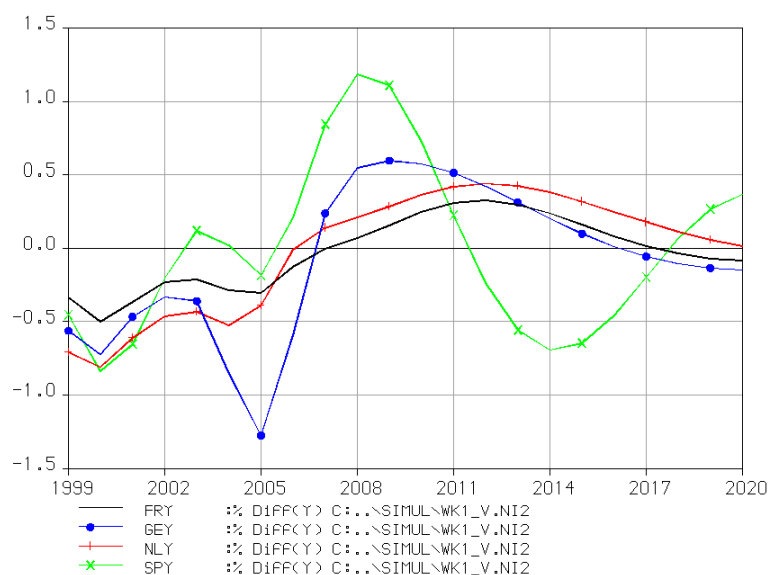
Reaktion der nominalen Stundenlöhne auf einen Wechselkursschock (Variable = NWAGE, Abweichung von der Basissimulation in Prozent)



Die Mengeneffekte der Aufwertung sind in den ersten Jahren für fast alle Länder relativ ähnlich, die Anpassung nach dem Schock fällt sehr unterschiedlich aus. Spanien bildet – wie in anderen Simulationen auch – den Außenseiter mit seiner hohen Dynamik beim Einschwingen.

Abbildung 4-36

Reaktion des Bruttoinlandsprodukts auf einen Wechselkursschock (Variable = Y, Abweichung von der Basissimulation in Prozent)



4.2.5 Zusammenfassung der Simulationsergebnisse

Mit dem NiGEM-Modell wurden die Lohn- und Preisreaktionen verschiedener europäischer Länder (Deutschland, Frankreich, Spanien, Niederlande) auf folgende Schocks untersucht:

- Endogener Nominallohnschock (nominale Stundenlöhne)
- Exogener Ölpreisschock
- Wechselkursschock

Bei allen Schocks waren die Erwartungen vorwärts gerichtet und die Geld- und Fiskalpolitik folgten den in Abschnitt 4.2.1 beschriebenen Regeln.

Bei der Analyse der Wirkungen auf den Nominallohnschock zeigt sich, dass der Inflationseffekt in den Ländern unterschiedlich ausgeprägt ist:

- Spanien und Niederlande zeigen den stärksten Inflationseffekt
- Ausgehend von der realen Aufwertung ist die Exportdämpfung in Spanien am stärksten ausgeprägt
- Der dämpfende Effekt ist insgesamt in Spanien am stärksten

Bezüglich der Auswirkungen des Ölpreisschocks lässt sich feststellen, dass Frankreich die stärkste Reaktion zeigt, während Spanien eine recht geringe Reaktion zeigt. Dies deutet darauf hin, dass anhaltende Inflationsunterschiede in der EWU, insbesondere die hohe Inflation in Spanien, nicht auf die Reaktion auf die gestiegenen Ölpreise zurückzuführen sind.

Die – zugegeben schwierige – Analyse der Auswirkungen des Wechselkursschocks zeigen, dass der stärkste Preiseffekt in Spanien zu registrieren ist. Insofern ist die Schlussfolgerung naheliegend, dass die besondere Art der Reaktion auf Schocks einen wichtigen Erklärungsbeitrag für die höhere Inflation in Spanien bieten kann.

Insgesamt machen die Simulationen mit dem NiGEM-Modell deutlich, dass die Reaktionen sehr unterschiedlich ausfallen. Im Abschnitt 4.3 werden die Unterschiede zu den EBC-Simulationen diskutiert.

4.3 Vergleich der Simulationsergebnisse

Auf den ersten Blick scheinen die Simulationsergebnisse des EBC-Modells und des NiGEM-Modells nicht miteinander vergleichbar zu sein. Zu unterschiedlich sind die Modelle und das Simulationsdesign. Es bestand aber von Projektbeginn an die Absicht, neben dem EBC-Modell noch ein weiteres makroökometrisches Modell zur Analyse heranzuziehen. Allerdings sollte das weitere Modell nur als Referenzmodell Verwendung finden. Mit dem NiGEM-Modell wurde ein seit Jahren erprobtes und vielfach verwendetes Weltmodell ausgewählt. Dabei sollten die besonderen Fähigkeiten des NiGEM-Modells auch zum Einsatz kommen. Im Unterschied zur streng zeitreihenökometrisch geschätzten 4-Länder-Version des EBC-Modells ist NiGEM ein ökonomisches Weltmodell, das auch kalibrierte Teile enthält. Dies gilt insbesondere für die Modellie-

rung der Angebotsseite, d.h. der Produktionsfunktion und der Faktornachfrage. Zinsen und Wechselkurse sind endogenisiert, und der Erwartungsprozess ist vorwärts gerichtet modelliert. Seine sich über die kalibrierte Angebotsseite ergebende Stabilität erlaubt konsistente Lösungen bis weit in die Zukunft. Im Rahmen dieser Analyse wurden Simulationen bis zum Jahr 2020 durchgeführt. Allerdings hat man wenig Prüfmaße für die Qualität der ex post geschätzten Anpassung der Schätzfunktionen. Insofern kann man nicht beurteilen, ob in bestimmten Gleichungen eventuell ein Strukturbruch in der zeitlichen Umgebung der Einführung der EWU vorliegt. Insbesondere für Spanien weist das Modell deutliche Überreaktionen auf, die sich aufgrund historisch geschätzter und kalibrierter Koeffizienten ergibt.

Ähnlich wie mit dem EBC-Modell wurden auch mit dem NiGEM-Modell Schocksimulationen zur autonomen Lohnerhöhung, zum Ölpreis und zum Euro-Wechselkurs durchgeführt. Sie setzen alle zum Jahr 1999, dem Beginn der EWU, – und nicht 1995 – ein, dauern immer fünf Jahre an und werden in ihren Folgewirkungen noch bis zum Jahr 2020 verfolgt. Auf diese Weise erhält man mit diesem Modell noch Informationen über den späteren Anpassungsprozeß, wenn der ursprüngliche Schock schon lange nicht mehr existiert. Insofern sind die Analysen mit Hilfe des NiGEM-Modells anspruchsvoller und etwas anders formuliert. Im folgenden sollen einige Gemeinsamkeiten, aber auch Unterschiede herausgearbeitet werden.

Beim Lohnschock fallen gleich mehrere nennenswerte Unterschiede im Verhalten der beiden Modelle auf. So zeigt im NiGEM-Modell die Preisreaktion in den Niederlanden fast die gleiche Stärke wie in Deutschland und in Frankreich, während sie im EBC-Modell insbesondere in den Niederlanden deutlich geringer ausfällt. Hier scheint das EBC-Modell angesichts der Offenheit der niederländischen Wirtschaft das auf den ersten Blick plausiblere Ergebnis zu liefern. Im EBC-Modell zeigt sich auch keine wesentlich andere Preisreaktion in Spanien im Vergleich zu Deutschland und Frankreich, während im NiGEM-Modell die Reaktionen in Spanien hinsichtlich ihrer Stärke völlig aus dem Rahmen fallen. Dass im NiGEM-Modell bei einem symmetrischen Lohnschock das Wachstum gedämpft wird – und sich nicht wie im EBC-Modell in Deutschland, Spanien und den Niederlanden sogar verstärkt –, liegt vermutlich an den starken induzierten Zins- und Wechselkursreaktionen. Auffällig am NiGEM-Modell sind immer wieder die sehr starken Reaktionen in Spanien. An den Ergebnissen lässt sich auch ablesen, dass im NiGEM-Modell alle Beschäftigungsfunktionen nennenswert auf Reallohnveränderungen reagieren dürften, da die Wachstumswirkungen in allen Ländern deutlich schwächer als die Beschäftigungswirkungen ausfallen. Dies ist Ergebnis der Modellierung der Angebotsseite im NiGEM-Modell. Bei den ausführlichen Tests für die Gleichungen des EBC-Modells zeigten die Beschäftigungsgleichungen von Spanien und Frankreich keine langfristige Reaktion der Beschäftigung auf Reallohnveränderungen. Für das NiGEM-Modell liegen keine diesbezüglichen Informationen vor.

Beim Ölpreisschock, der im NiGEM-Modell niedriger gesetzt wurde als im EBC-Modell, fällt eine überraschende Gemeinsamkeit beider Modelle auf: In Spanien wird das Wachstum durch eine Ölpreiserhöhung nicht negativ berührt. Ansonsten fällt im NiGEM-Modell in allen anderen drei Ländern das Wachstum zurück, während es im EBC-Modell in Frankreich und in den Niederlanden kaum verändert wird. Die Preis- und Lohnreaktionen fallen in beiden Modellen verschieden aus. Während im EBC-Modell in allen vier Ländern der Preisindex des privaten Verbrauchs nach

einem Ölpreisanstieg mehr oder weniger ähnlich steigt, fällt er in Spanien im NiGEM-Modell. Die Nominallöhne steigen im EBC-Modell preisinduziert in Frankreich, Spanien und den Niederlanden, während sie im NiGEM-Modell in Deutschland, Spanien und den Niederlanden fallen. Die andere konjunkturelle Entwicklung sowie eine starke zinspolitische Reaktion im NiGEM-Modell könnte mitverantwortlich für die völlig andere induzierte Lohnentwicklung sein.

Der Wechselkursschock des Euro kann nur bedingt verglichen werden, weil er im NiGEM-Modell nur kombiniert mit einem Zinsschock simuliert werden kann. Im EBC-Modell entfaltet eine Abwertung des Euro einen nennenswerten positiven Wachstumseffekt bei einem gleichzeitig – importpreisinduziert – höheren Preisindex des privaten Verbrauchs und höheren Nominallöhnen. Im NiGEM-Modell wurde eine Aufwertung simuliert, deren kontraktive Wirkungen – allerdings erst nach fünf Jahren – noch durch eine Zinserhöhung verstärkt werden. Insofern überrascht es nicht, dass im NiGEM-Modell das Wirtschaftswachstum niedriger als im Basisszenario ausfällt. Der Konsumdeflator und die Nominallöhne sinken ebenfalls deutlich unter das Niveau im Basis-szenario. Für sich genommen sind damit die Ergebnisse im NiGEM-Modell für eine Euro-Aufwertung genau symmetrisch zu denen im EBC-Modell, in dem eine Euro-Abwertung simuliert wurde. Im EBC-Modell profitierten allerdings die Niederlande als kleines und offenes Land am stärksten von der Abwertung, während im NiGEM-Modell Deutschland am stärksten unter der Euro-Aufwertung zu leiden hat (bei einer Abwertung allerdings auch am stärksten profitieren würde).

Der Vergleich der Schocksimulationen mit beiden Modellen lässt einige Fragen offen. Im Folgenden werden die Schlussfolgerungen im Wesentlichen auf den Simulationsergebnissen mit dem EBC-Modell aufgebaut, da die hier benutzten Schätzgleichungen besser bekannt sind. Dennoch sind auch hier bestimmte Ergebnisse mit Vorbehalten zu versehen, weil insbesondere Reaktionen der Geldpolitik und der Wechselkurse im EBC-Modell explizit aus den Schocksimulationen ausgeklammert wurden, während sie beim NiGEM-Modell immer automatisch berücksichtigt werden. Das gewählte Simulationsdesign mit dem EBC-Modell erleichtert die Interpretation der Ergebnisse, weil die Effekte der Zins- und Wechselkursänderung gesondert ausgewiesen werden. Inwieweit die Verwendung vorwärts gerichteter Erwartungen im NiGEM-Modell Unterschiede in den Modellsimulationen miterklärt, muss hier offen bleiben.

5 Zusammenfassung und wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen

In diesem Schlusskapitel soll – ausgehend von der zumindest über mehrere Jahre zu beobachtenden zunehmenden Divergenz in den Preisniveauveränderungen der Mitgliedsländer der EWU – zuerst eine kurze Zusammenfassung der Analyseergebnisse der einzelnen Kapitel des Gutachtens gegeben werden, bevor vor dem Hintergrund der durchgeführten Schocksimulationen die Lohn- und Preisentwicklung in der EWU interpretiert wird. Darauf werden dann die wirtschaftspolitischen Schlussfolgerungen aufgebaut. Dabei soll versucht werden, die in der Einführung aufgeworfenen Fragen zu beantworten. Leider ist eine „einfache“ Interpretation der wirtschaftlichen Entwicklung in den Mitgliedsländern der EWU und insbesondere ihrer Lohn-, Preis- und Beschäftigungsentwicklung nicht möglich. Zu unterschiedlich sind die strukturellen Gegebenheiten in den untersuchten Mitgliedsländern. Jedes Land hat eine andere Bestimmung der Lohn-, Preis- und Beschäftigungsentwicklung. Die Länder haben einen unterschiedlichen Offenheitsgrad. In manchen Ländern gab es spezifische Anfangsimpulse, z.B. Zinssenkungen, die andere Wirkungsmechanismen dominiert haben dürften. Und es gab gerade bei der Lohn- und Preisentwicklung eine Koexistenz ganz unterschiedlicher Entwicklungen in den einzelnen Ländern, wenn diese auch in der (gewichteten) Summe das Preisziel der EZB – eher zufällig – nicht gefährdeten. Hätten sich dagegen alle Länder gemeinsam an dem einen oder dem anderen Handlungsmuster orientiert, dann hätte es entweder eine massive Überschreitung des Preisziels der EZB gegeben, was entsprechende geldpolitische Reaktionen ausgelöst hätte, oder aber es hätte ein gemeinsamer Lohnsenkungswettlauf nach unten mit entsprechend negativen Nachfrageeffekten stattgefunden. Dies hätte ebenfalls geldpolitische Reaktionen ausgelöst.

Untersuchungsgegenstand dieses Forschungsvorhabens sind die Auswirkungen von länderspezifischen Differenzen in der Lohn-, Preisniveau- und Produktivitätsentwicklung auf Wachstum und Beschäftigung in den Ländern des Euroraums. Anlass für dieses Thema stellt die seit Beginn der EWU über mehrere Jahre hinweg zu beobachtende zunehmende Divergenz in den Preisniveauveränderungen der Mitgliedsländer der EWU dar. Eine der wichtigen Konvergenzbedingungen der EWU, die erst die Mitgliedschaft ermöglichte, war das Erreichen einer niedrigen und wenig divergierenden Preissteigerungsrate – gemessen am HVPI – in allen Teilnehmerländern. Im ersten Teil dieser Studie wurde den möglichen Ursachen für die zwischenzeitlich wieder zunehmenden Differenzen in den Preisniveauveränderungen nachgegangen. Diese können vielfältig sein. Eine Reihe von Faktoren dürfte dabei allerdings nur von temporärem Einfluss sein. Dazu gehören der Balassa-Samuelson-Effekt, regulierte und administrierte Preisanhebungen, Steueranpassungen und konjunkturelle Unterschiede. Möglicherweise hatte man im Vorfeld der EWU diese Effekte unterschätzt. Im Prinzip hätten sie in der Anfangsphase der EWU die Akzeptanz einer etwas höheren Inflationsrate durch die EZB erfordert.

Zu den „Anfangseffekten“ einer **Währungsunion** kann auch die notwendige Korrektur „falscher“ Einstiegswechselkurse gehören. Die Frage nach dem „richtigen“ Einstiegswechselkurs ist empirisch kaum zu beantworten. Es gab allerdings im Vorfeld der EWU eine besondere Konstellation, die die Einstiegswechselkurse verzerrt haben dürfte. Faktisch waren die anderen EWU-

Teilnehmerländer gezwungen, sich in ihrer Geldpolitik an der Politik der Deutschen Bundesbank auszurichten, um so den Wechselkurs der eigenen Währung zur D-Mark möglichst stabil halten zu können. Durch die Folgewirkungen der deutschen Einheit bestand (und besteht auch heute noch) eine besondere wirtschaftliche Situation in Deutschland, die einen niedrigeren realen Außenwert der D-Mark erfordert hätte. Das Gegenteil war aber der Fall. In den Jahren 1992/93 kam es zu einer deutlichen Abwertung der italienischen Lira, der spanischen Peseten und des portugiesischen Escudo. Erfahrungsgemäß „übertreiben“ die Devisenmärkte bei diesen schockartigen Wechselkursanpassungen den aktuell notwendigen Anpassungsbedarf. Wenn aber die Einstiegsurse in die EWU sich – aus verschiedenen Gründen – nicht an der relativen Wettbewerbsfähigkeit der einzelnen Länder ausrichten konnten, dann gibt es anschließend einen Bedarf zur Anpassung des realen Außenwertes eines jeden Landes in der EWU, die mehrere Jahre in Anspruch nehmen kann. Die eingetretene Entwicklung einer unterdurchschnittlichen Preisentwicklung in Deutschland, die mit einer von Jahr zu Jahr verbesserten Wettbewerbsfähigkeit Deutschlands innerhalb der EWU einherging, was man auch an den internen Warenströmen in der EWU ablesen kann, legt eine solche Interpretation nahe.

Neben diesen Effekten, die sich auf die Anfangsphase der EWU konzentrieren, können andere auftreten, die entweder länger anhaltende oder aber wiederkehrende Störungen im wirtschaftlichen Gefüge der Währungsunion auslösen. Dazu gehören an erster Stelle die **Lohnreaktionen auf externe und interne Schocks** in einzelnen Ländern und der Lohnbildungsprozess an sich. Eine Währungsunion ist gekennzeichnet durch eine einheitliche Geldpolitik und eine gemeinsame Währung. Weder die Geldpolitik noch der Wechselkurs stehen als länderspezifisches Anpassungsinstrument nach externen oder internen Schocks zur Verfügung, um die preisliche Wettbewerbsfähigkeit eines Landes gegenüber den anderen Ländern des Währungsgebietes zu verändern. Die Finanzpolitik ist als Teil der makroökonomischen Steuerung allenfalls höchstens zur kurzfristigen Stabilisierung von Nachfrageschwankungen einsetzbar, wenn denn dies zugelassen wird. Ansonsten nimmt die Finanzpolitik sehr wohl Einfluss auf das Wirtschaftswachstum durch das Setzen der wirtschaftlichen Rahmenbedingungen, auf der Einnahmenseite im Steuer- und Abgabebereich und auf der Ausgabenseite durch Infrastrukturausstattung in den Bereichen Human- und Investitionskapital und durch Anreizeffekte im Transfersystem. Den Löhnen kommt nun aber in einer Währungsunion zwangsläufig eine größere Bedeutung als Anpassungsvariable zu. Sie sollen gleichzeitig die Funktion wahrnehmen, die preisliche Wettbewerbsfähigkeit eines Landes zu erhalten bzw. zu verbessern, ohne dabei die jeweilige Binnennachfrage zu schwächen.

Im Rahmen dieser Untersuchung wurde deshalb der Lohnentwicklung in den Ländern der EWU besondere Aufmerksamkeit geschenkt. Dabei zeigte sich, dass in vielen Ländern eine enge Verbindung zwischen Preis- und Lohnänderungen besteht. Unterschiede in den Preisniveauänderungen gehen daher häufig einher mit Unterschieden in den Nominallohnsteigerungen. Die Europäische Zentralbank beobachtet daher auch sehr genau die Lohnentwicklung in der EWU anhand von verschiedenen Lohnindikatoren. Im deskriptiven Teil von **Kapitel 2** wurden die Lohn-, Preis- und Produktivitätsentwicklungen in den einzelnen Ländern vor und nach Beginn der EWU anhand von Tabellen und Abbildungen dargestellt und untersucht. Dabei wurden auch andere Einflussfaktoren wie die Entwicklung der Arbeitslosigkeit mitberücksichtigt. In diesem Kapitel ging es dann vor

allem um die Beantwortung der Frage, auf welche Ursachen die unterschiedlichen Lohn- und Preisentwicklungen im Euroraum zurückgeführt werden können.

Die **vertiefte empirische Analyse** beschränkte sich anschließend in **Kapitel 3** auf vier ausgewählte Länder der EWU, und zwar auf Deutschland, Frankreich, Spanien und die Niederlande. Die Auswahl ist unter verschiedenen Gesichtspunkten vorgenommen worden. Deutschland als größtes Land der EWU mit seinen unterdurchschnittlichen Lohn- und Preissteigerungen seit Bestehen der EWU ist besonders interessant. Allerdings werden die Reaktionsmuster in Deutschland deutlich durch die Folgewirkungen der Wiedervereinigung beeinflusst. Frankreich als weiteres großes Land in der EWU kann hier eher als Repräsentant für „normale“ Anpassungsmuster gelten. Die Niederlande dagegen sind ein eher kleines und insbesondere sehr offenes Land bezüglich der Handelsverflechtung. Spanien ist ein Repräsentant für jene Länder, die erst später der Europäischen Union beigetreten sind. Spanien profitierte im Vorfeld der EWU und nach deren Beginn besonders von den stark sinkenden Realzinsen. Die wirtschaftliche Entwicklung eines Teils dieser Länder liest sich wie eine Erfolgsgeschichte (Irland, Finnland), andere zeigten bisher nur einen kurzfristigen Schub (Portugal, Griechenland). Im Rahmen dieser Untersuchung kann nicht vertieft auf diese anderen Länder eingegangen werden. Allerdings werden mit den vier hier ausgewählten Ländern bereits rund zwei Drittel des Bruttoinlandsprodukts der EWU abgedeckt.

In der detaillierten Analyse wurde zum einen den „internen“ Bestimmungsfaktoren der Lohn-, Preis- und Beschäftigungsentwicklungen in den vier Ländern nachgegangen. Dazu wurden zeitreihenökonomische Schätzungen vorgenommen sowie Reaktionsmuster simuliert und analysiert. Wichtig war dabei festzustellen, ob seit dem Beginn der EWU ein verändertes Verhalten zu beobachten ist. In der Regel war das nicht der Fall, wobei die Testverfahren angesichts der Zahl der zur Verfügung stehenden Daten nur bedingt aussagefähig sind. Allerdings wurden in der Regel Out-of-Sample-Prognosen verwendet, die einen harten Test darstellen und keinen Strukturbruch am aktuellen Rand anzeigten. Als weiteres Ergebnis bleibt festzuhalten, dass die „internen“ Reaktionsmuster von Löhnen, Preisen und Beschäftigung auf ihre jeweiligen Bestimmungsfaktoren in den hier untersuchten Ländern häufig völlig verschieden ausfallen. Das betrifft die Stärke der Einflussfaktoren, das zeitliche Ablaufmuster und die Wahl der Einflussfaktoren an sich.

So sind in allen Ländern bis auf Spanien die Einflüsse von Produktivität und Arbeitslosigkeit auf die Löhne signifikant. In Spanien orientieren sich die Löhne hingegen nur an den Preisen, und zwar mit einer Elastizität von leicht über eins. Dies spiegelt natürlich die institutionelle Lohnbildung wider, wie sie im Kapitel 2 angesprochen wurde, nach der die Löhne in Spanien ausschließlich in Bezug auf den Verbraucherpreisindex indexiert werden. In Frankreich passen sich die Löhne auch sehr rasch an die Preise an und sind in dem Preis-Lohn-Beschäftigungsdreieck somit die eigentliche Anpassungsvariable. Damit besteht weitgehend Reallohnrigidität in Frankreich. Deshalb üben Schocks über Lohnkosten in Frankreich kaum einen Einfluss aus. In Deutschland passen sich die Nominallöhne nicht so stark an, wobei wie in den Niederlande eine Überreaktion in Bezug auf den langfristigen Einfluss schon nach drei Jahren zu beobachten ist. In Deutschland können somit die Löhne nicht als Anpassungsvariable betrachtet werden. In den Niederlanden passen sich die Nominallöhne im Vergleich zur Beschäftigungsvariablen auch relativ langsam an.

Die Preisbildung zeigt auch viele Unterschiede zwischen den Ländern, wobei man eindeutig die Niederlande einerseits und die restlichen drei Länder andererseits in Hinblick auf den Einfluss der Lohnstückkosten und der Anpassungsgeschwindigkeit unterscheiden kann. In den Niederlanden als mit Abstand offenstem Land spielen die Lohnstückkosten keine Rolle, und die Anpassungen an Schocks sind sehr schnell. Bei den drei anderen Ländern können die französischen Unternehmen, weil sie eher als Preissetzer agieren können, am ehesten ihre Lohnkostenschwankungen auf die Preise überwälzen. In allen Ländern spielt hingegen der Importpreis eine ähnlich wichtige Rolle. Das Ausmaß, in dem eine Importpreiserhöhung auf die Konsumentenpreise durchschlägt, ist sehr ähnlich in allen Ländern, dabei eindeutig steigend mit dem Offenheitsgrad.

Damit lassen sich die Beschäftigungsreaktionen ableiten: In Frankreich passen sich die Löhne rasch an, so dass nur geringe Reallohnkostenschwankungen auftreten. Damit spielen Reallohne für die Beschäftigung keine Rolle, und die Wachstumsentwicklung kann als alleinige Bestimmungsgröße die Beschäftigung erklären. In den Niederlanden passen sich die Preise an externe Schocks sehr rasch an, können aber auf Lohnkostenschocks nicht reagieren. Deshalb wird die Anpassungsrolle an die Beschäftigung übergeben, die auf Schocks unmittelbar reagiert. Dies wirkt über die Arbeitslosenquote wiederum ohne große Verzögerung auf die Löhne, und somit ist der Anpassungsmechanismus abgeschlossen und – wie in Frankreich – als relativ schnell anzusehen. Deutschland bildet hier das Gegenbeispiel: Alle Variablen passen sich an, aber auch langsamer. Damit wirken Schocks länger als in den anderen Ländern. Auffällig ist der vergleichsweise starke Einfluss der Reallöhne auf die Beschäftigung. In Spanien passen sich die Löhne – ähnlich wie in Frankreich – rasch (aber im Gegensatz zu Frankreich ausschließlich) an Preisschwankungen an. Damit spielen sie auch die Rolle der Anpassungsvariablen. Die Preise reagieren auch relativ schnell auf Lohnkostenschocks, so dass der Anpassungsmechanismus wie beim Nachbarn jenseits der Pyrenäen geschlossen und relativ schnell stattfindet.

In einer weiteren vertieften empirischen Analyse wurden die Interdependenzen der außenwirtschaftlichen Variablen untersucht. Um die Frage nach der Übertragung von Impulsen zwischen den Ländern der EWU beantworten zu können, muss man die Mengen- und Preisreaktionen bei den Exporten und Importen in den vier Ländern in Bezug auf Veränderungen der jeweiligen Einflussfaktoren innerhalb und außerhalb der EWU kennen. Auch für diesen Teil wurden zeitreihenökonomische Schätzungen vorgenommen, die Ergebnisse vielfältig getestet und die partialanalytischen Resultate grafisch dargestellt und ausgewertet. Es zeigten sich auch hier unterschiedlich starke Preis- und Mengenreaktionen auf die jeweiligen Bestimmungsfaktoren bei den Ausfuhren und Einfuhren.

So hängt der Erfolg der Exporteure in unterschiedlichem Maße von ihrer preislichen Wettbewerbsfähigkeit ab: In Deutschland und in Frankreich führt eine Verschlechterung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit zu einem überproportionalen Rückgang der Exporte, während die Lieferungen Spaniens proportional und die der Niederlande unterproportional sinken. In Deutschland, Frankreich und den Niederlanden führt eine Erhöhung der Nachfrage aus dem Ausland jeweils nur zu einem unterdurchschnittlichen Anstieg der Exporte, während die spanische Warenausfuhr überdurchschnittlich steigt. Der langfristige positive Effekt der zunehmenden Integration des europäischen Marktes ist hingegen für alle Länder ähnlich groß. Die Importnachfrage hängt in allen Län-

dern stark von der Entwicklung der Exporte ab, was auf einen beträchtlichen Importkontent der Exporte hindeutet. In Frankreich, Deutschland und Spanien hängt die Importnachfrage darüber hinaus an der Investitionskonjunktur, während in den Niederlanden der private Verbrauch eine wichtige Rolle spielt. Schließlich wird die Importnachfrage der betrachteten Länder auch vom relativen Importpreis beeinflusst. Während die Importnachfrage der Niederlande und Frankreichs preisunelastisch ist, reagieren die Importe Deutschlands und Spaniens deutlich stärker auf Veränderungen des relativen Importpreises.

In **Kapitel 4** wurden die zuvor ausgewählten und getesteten Schätzfunktionen in einem interdependent verbundenen 4-Länder-Modell der EWU eingesetzt und damit eine Reihe von Analysen durchgeführt. Dabei handelt es sich in der Regel um sog. Schocksimulationen, in denen die gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen in den vier Ländern des Euroraums in Abhängigkeit von Veränderungen bestimmter Einflussfaktoren bestimmt werden. Mit der Analyse der gesamtwirtschaftlichen Wirkungen von Nachfrageschocks, Zinsschocks, Lohnschocks, Wechselkurs- und Ölpreisschocks in den ausgewählten Ländern der EWU ist das Spektrum relevanter Fragen abgedeckt. Bei diesen Schocks handelt es sich in der Regel um symmetrische Schocks; das heißt, dass im Prinzip alle Länder gleich betroffen sein sollten. Allerdings kann die Art der Schockverarbeitung völlig unterschiedlich ausfallen. Ein eher asymmetrischer Schock, nämlich Lohnerhöhungen gemäß einer einfachen Lohnformel anstatt der sonst verwendeten geschätzten Lohnfunktionen, wurde auch durchgeführt. Von besonderem Interesse ist, wie stark und wie schnell Löhne, Preise und Beschäftigung auf diese verschiedenen Schocks reagieren. Überwiegen Nominallohn- oder Reallohnflexibilitäten bei der Anpassung?

Zum Vergleich und um zusätzliche Informationen zu erlangen, wurde mit dem ökonometrischen Weltmodell NiGEM des NIESR in London ebenfalls ein kleineres Set von Schocksimulationen durchgeführt. Hier beschränkten wir uns auf Lohn-, Wechselkurs- und Ölpreisschocks. Den Ergebnissen des NiGEM-Modells wird hier allerdings keine größere Beachtung geschenkt. Teilweise gab es Unsicherheiten in der Interpretation der Ergebnisse.

Interpretiert man die Ergebnisse der Modellsimulationen mit dem EBC-Modell vor dem Hintergrund der tatsächlichen Entwicklung der letzten Jahre bei den Zinsen, dem Wechselkurs, den Ölpreisen, den Löhnen und der externen Nachfrage, dann bieten sich Erklärungsansätze für die Entwicklung von Wachstum und Beschäftigung in den untersuchten EWU-Ländern an.

Die wirtschaftliche Entwicklung in **Spanien** in den letzten knapp sechs Jahren lässt sich vergleichsweise gut mit den Ergebnissen der Schocksimulationen erklären. Ein wichtiger Motor für das spanische Wachstum dürfte die enorme Zinssenkung im Vorfeld der EWU gewesen sein. Die positiven Auswirkungen dürften bis heute angehalten haben. Die Abwertung des Euro hat – gemäß den Simulationsergebnissen – in Spanien Wachstum und Beschäftigung zusätzlich angeregt. Finanzmittel aus Brüssel hatten ebenfalls expansiv gewirkt. Auch dürften die Integrationseffekte des europäischen Binnenmarktes in Spanien länger gewirkt haben. Wegen der überdurchschnittlichen Steigerungsraten bei den Löhnen und Preisen dürfte die spanische Finanzpolitik auch nicht in die

Zwänge des Stabilitäts- und Wachstumspaktes geraten sein. Insofern war Spanien bisher nicht zu einer restriktiven Finanzpolitik gezwungen.¹

Von den überdurchschnittlichen Nominallohnsteigerungen geht in diesem Umfeld bisher ein positiver Beschäftigungseffekt aus. Dies ist eine spanische „Besonderheit“, die auf Dauer in dieser Form kaum Bestand haben dürfte. Der gesamteuropäische Geldmantel und die Orientierung der EZB an der durchschnittlichen Inflationsrate im Euroraum ermöglichten in Spanien überdurchschnittliche Lohn- und Preissteigerungen. In einem nationalen Währungsgebiet wäre kurzfristig mit einer restriktiven Reaktion der Zentralbank und mittel- bis langfristig mit einer Abwertung der nationalen Währung gemäß der Kaukraftparitätentheorie zu rechnen. Solange aber das Wirtschaftswachstum in Spanien anhält, besteht für die Lohnpolitik keine Notwendigkeit, auf die Entwicklung von Produktivität und Arbeitslosigkeit besondere Rücksicht zu nehmen. Die Unternehmen ihrerseits brauchen bei ihren Beschäftigungsentscheidungen bei anhaltendem Wirtschaftswachstum nicht so sehr auf die Lohnkostenentwicklung zu achten, solange diese nicht aus dem Ruder läuft und sie die Lohnkosten in den Preisen weiterwälzen können.

Langfristig kann dieser Policy-Mix so nicht bestehen bleiben. Spanien verliert gesamtwirtschaftlich betrachtet permanent an preislicher Wettbewerbsfähigkeit. Bis heute kann dies vermutlich teilweise noch dadurch kompensiert werden, dass die im internationalen Wettbewerb stehenden Unternehmen bei Einsatz international verfügbarer Technologie so lange noch überproportionale Lohnsteigerungen vereinbaren können, bis das spanische Lohnniveau den gesamteuropäischen Durchschnitt erreicht hat. Problematischer könnte die spanische Preisentwicklung mittel- bis langfristig im Dienstleistungsbereich, insbesondere im Tourismus, sein. In dem Maße, wie andere Mittelmeeraanrainerstaaten, die nicht zur EWU gehören, vergleichsweise immer billigere Reisen in ihre Länder anbieten können, ist der positive Saldo im Dienstleistungshandel bedroht. Seit einiger Zeit schon lässt sich eine deutliche Verschlechterung der Außenhandelsbilanz beobachten, was ein Zeichen dafür ist, dass die spanische Wirtschaft an Wettbewerbsfähigkeit gegenüber dem Rest Europas verliert.²

Sobald diese günstigen Anfangseffekte ausgelaufen sind, wird Spanien vor einem massiven Problem stehen, das zwangsläufig zu einer Änderung der Lohn- und vielleicht auch der Preissetzung führen dürfte. Bis jetzt muss man allerdings konstatieren, dass diese Art von Anpassungsprozess bei den Löhnen noch nicht richtig in Gang gekommen ist. Presseverlautbarungen der spanischen Regierung im Sommer 2004 ist zu entnehmen, dass über eine Änderung der rückwärts gerichteten spanischen Lohn-Preisindexierung nachgedacht wird. Als Ersatz für die nationale Inflationsrate böte sich hier die Zielinflationsrate der EZB an. Allerdings besteht derzeit noch kein unmittelbarer Anreiz für Gewerkschaften und Unternehmen (nicht nur in Spanien), sich an dieser Zielinflationsrate zu orientieren.

¹ Angesichts der unzulänglichen Datenbasis konnte dieser Aspekt für Spanien allerdings nicht modelliert werden.

² Siehe Kapitel 2 und den Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 11/2004 von Katja Rietzler: Spanien: Kräftige monetäre Impulse überdecken strukturelle Schwäche.

Die **Niederlande** mit ihrer eher kleinen und sehr offenen Volkswirtschaft konnten längere Zeit – ähnlich wie Spanien – im Vorfeld der Währungsunion überdurchschnittliche Wachstumsraten erzielen. In den letzten drei Jahren ist dieses Phänomen aber verschwunden. Einen Hinweis zur Erklärung geben die überdurchschnittlichen Lohnsteigerungen in den Niederlanden, die Ende der 90er Jahre einsetzten. Bei einem vergleichsweise kleinen und sehr offenen Land wirkt sich eine veränderte Wettbewerbssituation relativ schnell auf die Import- und Exportströme aus. Die durchgeführten Lohnsimulationen zeigen, dass überzogene Lohnsteigerungen nur in den Niederlanden schnell zurückgenommen werden.³ In allen anderen Ländern sind sie Quelle von höheren Preisen und wirken damit in den folgenden Jahren wieder lohn erhöhend. Die schnelle Lohnanpassung in den Niederlanden kommt allerdings auch nicht von ungefähr. Auch die Beschäftigung geht sehr schnell bei einem Anstieg der Reallöhne und der damit ausgelösten Verschlechterung der Wettbewerbsfähigkeit zurück. Bei der Offenheit des Landes gelingt die Preisweiterwälzung höherer Löhne nicht, also müssen Löhne und Beschäftigung schnell angepasst werden. Die Vereinbarung vom Oktober 2003, die ein zweijähriges Lohnmoratorium vorsieht, ist ein gutes Beispiel für die schnelle Anpassungsfähigkeit.

Wie kam es aber überhaupt zu den überdurchschnittlichen Lohnsteigerungen Ende der 90er Jahre, nachdem sich die Niederlande in Bezug auf die Lohnentwicklung über lange Zeit so zurückhaltend verhalten hatten? Gemäß der Lohngleichung für die Niederlande dürfte der deutliche Rückgang der Arbeitslosigkeit hier eine wichtige Rolle gespielt haben. Es gab praktisch keinen Grund mehr für Lohnzurückhaltung in einer Situation, die in vielen Bereichen einer Vollbeschäftigung gleichkam. Arbeitskräfte strömten u.a. auch aus Deutschland in die Niederlande.

Auch bei allen anderen Schocks reagieren die Niederlande immer schnell und stark mit Löhnen und Beschäftigung. Dabei sind sie mit ihrem Offenheitsgrad besonders anfällig für externe Schocks wie Nachfrageschocks und Wechselkursänderungen. Doch mit ihren Anpassungsleistungen gelingt es ihnen, bei einem durch den Importpreis bestimmten inländischen Preisniveau nach relativ kurzer Zeit auch die Wachstumsentwicklung zu stabilisieren.

Mit **Frankreich** wird ein vergleichsweise großes Land mit einem größeren Binnenmarkt analysiert. Bei wichtigen Variablen weicht es nicht sehr vom Durchschnitt der EWU-Länder ab; Preis- und Wachstumsentwicklung waren in den letzten Jahren etwas günstiger als im Durchschnitt der EWU-Länder. Damit ist die wirtschaftliche Performance Frankreichs schon seit längerer Zeit deutlich besser als die Deutschlands. Auffällig an den Reaktionen Frankreichs auf die unterschiedlichen Schocks sind die starken Anpassungen der Nominallohne auf Preisänderungen und teilweise umgekehrt. Letztlich führt dies dazu, dass sich die Reallöhne nach Schocks nur wenig ändern. Daher verwundert es auch nicht, dass es bei der Spezifikation der Beschäftigungsgleichung nicht gelungen ist, die Reallöhne mit einem signifikanten Einfluss als Erklärungsvariable mit hineinzuneh-

³ Dies zeigt sich auch bei Betrachtung der Entwicklung der real effektiven Wechselkurse der EWU-Länder seit Beginn der Währungsunion. Nur die Niederlande waren bisher in der Lage mit einem Lohnmoratorium eine Korrektur in der Lohnentwicklung einzuleiten. Portugal (reale Aufwertung rund 12% zwischen 1998 und 2003) und Deutschland (reale Abwertung rund 8% im selben Zeitraum) dürften ihre jeweiligen Extrempositionen in der EWU in nächster Zeit weiter ausbauen. Vgl. European Commission: *EMU after 5 Years*, 2004, Graph II.17: Intra-euro area real effective exchange rates 1998-2005, S.81.

men. Letztlich werden Schocks durch schnelle und starke Nominallohn- bzw. teilweise auch Preisanpassungen absorbiert und wirken damit nur abgeschwächt auf Wachstum und Beschäftigung. Die europäische Geldpolitik, die sich an der durchschnittlichen Inflationsrate des Währungsraums orientiert, lässt diesen Anpassungsmechanismus zu. Bei den bisher aufgetretenen Schocks kam es dennoch nicht zu übermäßigen Lohn- und Preissteigerungen. Frankreich hat vielmehr einen leicht unterdurchschnittlichen Preisanstieg zu verzeichnen, wobei beachtet werden muss, dass sich die Arbeitslosenquote in Frankreich zwar deutlich verbessert hat, aber immer noch hoch ist und damit den Lohnanstieg bremst. Veränderungen im Niveau der Arbeitslosigkeit wirken direkt auf die Lohnabschlüsse ein und verhindern so übermäßige Lohnerhöhungen. Während des Ölpreisschocks hatte Frankreich auch temporär den Energiepreisanstieg durch finanzpolitische Maßnahmen reduziert. Ansonsten dürfte Frankreichs Finanzpolitik anders als in Deutschland in der Vergangenheit stärker bemüht gewesen sein, nicht prozyklisch zu agieren. In der derzeitigen Situation ist Frankreich aber ähnlichen Restriktionen unterworfen wie Deutschland. In den Modellsimulationen wurde die Finanzpolitik Frankreichs aber als weitgehend neutral betrachtet, da der Staatssektor nicht explizit modelliert ist.

Deutschland hat in Bezug auf Indikatoren wie Wirtschaftswachstum, Beschäftigungsänderung und Arbeitslosigkeit seit Beginn der EWU vergleichsweise schlecht abgeschnitten. Gleichzeitig war die Lohn- und Preisentwicklung ebenfalls deutlich unterdurchschnittlich. War dies nur Zufall, weil die in den letzten Jahren eingetretenen Schocks für Deutschland ungünstig verteilt waren, oder hat das Ergebnis etwas mit der spezifischen Schockverarbeitung in Deutschland zu tun?

Bei den Koeffizienten der Schätzgleichungen fällt der vergleichsweise hohe Einfluss der Reallöhne in der Beschäftigungsgleichung auf, wie er in den anderen Ländern bei weitem nicht besteht. Dieser hohe Einfluss besteht erst seit der deutschen Wiedervereinigung, die durch hohe Reallohnzuwächse und einen kräftigen Beschäftigungsabbau gekennzeichnet war. Dennoch gibt die Schätzgleichung möglicherweise dem Reallohnanstieg eine zu große Mitverantwortung am Beschäftigungsrückgang, weil dieser auch noch andere Ursachen hatte neben dem Reallohnanstieg. Zudem ist Deutschland offener als Frankreich, so dass Lohnkostenänderungen nur zu einem geringeren Teil in Preisänderungen weitergegeben werden können. Bei der induziert starken Produktivitätsreaktion in Deutschland nach Schocks können Lohnkostenänderungen so auch bei geringen Preisänderungen „gewinnneutral“ verarbeitet werden. Angesichts der hohen Arbeitslosigkeit und der Sensitivität der Beschäftigung auf Realloohnerhöhungen verwundert es dann kaum, dass die Lohnerhöhungen in Deutschland in den letzten Jahren weit unterdurchschnittlich ausfielen. Auf den ersten Blick überraschend ist dann – bei dieser unterdurchschnittlichen Lohnentwicklung – die unterdurchschnittliche Beschäftigungsentwicklung in Deutschland. Hätte man bei der Nominal- und damit teilweisen Reallohnzurückhaltung nicht eine bessere Beschäftigungsentwicklung als in den Nachbarländern erwarten können?

Die Lohnschocksimulationen für Deutschland geben teilweise Antwort auf diese Frage. Zwar gehen von vergleichsweise niedrigen Lohnerhöhungen in Deutschland positive Beschäftigungsimpulse aus, doch wird dieser expansive Impuls konterkariert durch einen Rückgang des privaten Verbrauchs. Wettbewerbsinduziert steigende Exporte können diesen Rückgang der Binnennachfrage nicht ausgleichen mit der Folge, dass das Bruttoinlandsprodukt sinkt bzw. weniger

stark steigt. Der positive Beschäftigungseffekt kommt nur durch den gestiegenen Außenbeitrag zustande und bleibt vergleichsweise bescheiden.

Alle Schocksimulationen, die das deutsche Wirtschaftswachstum erhöhen – etwa der Nachfrageschock oder die Abwertung des Euro –, führen nur zu vergleichsweise geringen Beschäftigungseffekten. Der Anpassungsprozess der Beschäftigung an Wachstumsänderungen ist sowohl langsam als auch relativ schwach. Die Reaktionen der Löhne, Preise und Produktivität sind häufig stärker. Im Unterschied zu Frankreich kommt es aber bei den Schocks in der Regel auch zu nennenswerten Reallohnänderungen, weil sich die Preise nur teilweise an die Lohnänderungen anpassen. Angesichts der induzierten Produktivitätsänderungen – die Beschäftigung passt sich nur teilweise an Sozialproduktsänderungen an – ist die gedämpfte Preisanpassung auch nur folgerichtig. Während es in Frankreich nach Schocks kaum Reallohnänderungen gibt und sich die Beschäftigung daher stark an Änderungen des Sozialprodukts anpasst, ist es in Deutschland umgekehrt. Bei uns variiert die Produktivität stärker mit entsprechenden Auswirkungen auf die Preisentwicklung. Die Ergebnisse für Deutschland werden auch maßgeblich durch die im Modell geschätzte Reaktion der Finanzpolitik mitbestimmt. Diese Reaktion ist im Analysezeitraum prozyklisch.

Welche **Schlussfolgerungen** lassen sich nun aufgrund der Schätz- und Simulationsergebnisse für die Wirtschaftspolitik ziehen? Bezüglich der Geldpolitik scheint es einfach zu sein. Sie kann sich nur an der Entwicklung des gewichteten HVPI des Währungsgebiets insgesamt orientieren. In der Anfangsphase der EWU dürfte aber nach der hier vorgelegten Analyse ein erhöhter Anpassungsbedarf bei den Preisen bestanden haben. Dem hat die EZB möglicherweise nicht ausreichend Rechnung getragen, zumal sie sich selbst erst den Ruf einer stabilitätsorientierten Notenbank erwerben wollte oder musste. Daneben dürfte sie sich zu sehr der Preisniveaustabilität verpflichtet gefühlt und dabei zu wenig Rücksicht auf die Wachstumsbedingungen genommen haben.

Zur **Finanzpolitik** in den einzelnen Mitgliedsländern der EWU kann hier kein Urteil gefällt werden. Da die Geldpolitik auf Länderebene keine Stabilisierungsfunktion im Konjunkturablauf mehr wahrnehmen kann, sollte die Finanzpolitik dies umso mehr tun. Faktisch heißt das, dass die Finanzpolitik antizyklisch ausgerichtet sein sollte. Das lässt sich am einfachsten dadurch realisieren, dass die automatischen Stabilisatoren zur Wirkung kommen und dadurch insbesondere externe Nachfrageschocks tendenziell gemildert werden. Gemäß den Modellsimulationen ist dies in Deutschland nicht der Fall. Hier passen sich die Staatsausgaben zu schnell an Schwankungen der Einnahmen an. Bei bestimmten Schocks kann dadurch die Wirkung der Schocks noch verstärkt werden. Teilweise dürfte hier ein ursprünglich nicht intendiertes Ergebnis der Anwendung des Stabilitäts- und Wachstumspakts vorliegen. Teilweise sind diese Mechanismen aber schon viel länger wirksam. Als Beispiel seien hier nur die öffentlichen Investitionen angeführt, die in erheblichem Maße durch die Gemeinden getätigt werden. Gerade die Gemeinden sind in Deutschland aufgrund ihrer beschränkten Verschuldungsmöglichkeit faktisch zu einer prozyklischen Ausgabenpolitik gezwungen. Sowohl eine Orientierung des Pfades der öffentlichen Ausgaben am mittelfristigen Wirtschaftswachstum als auch die entsprechend notwendige Mittelbereitstellung für öffentliche Investitionen der Gemeinden wären geeignete Maßnahmen, um die Finanzpolitik stärker antizyklisch auszurichten.

Gemäß der eingangs diskutierten Lohnformel für die Mitgliedsländer wäre die **Lohnpolitik** dann spannungsfrei, wenn sich die Lohnerhöhungen in den einzelnen Mitgliedsländern der EWU an der Zielinflationsrate der EZB von maximal 2% und dem mittelfristigen Produktivitätsanstieg in jedem einzelnen Land orientieren würden. Wirtschaftlich aufholende Länder haben ein Potential für überdurchschnittliche Produktivitätssteigerungen und können dann auch überdurchschnittliche Lohnsteigerungen vereinbaren, ohne dass dies zu höheren Preissteigerungsraten führt. Entscheidet sich ein Land aber für einen beschäftigungsintensiveren Weg mit geringen Produktivitätserhöhungen (pro Kopf), z.B. durch die Forcierung von Maßnahmen zur Arbeitszeitverkürzung und/oder Ausweitung von Teilzeitarbeit, dann müssen dementsprechend auch die Lohnerhöhungen (pro Kopf) niedriger ausfallen. Würden sich alle Länder nach dieser einfachen Formel richten, dann gewänne oder verlöre kein Land einen relativen Wettbewerbsvorteil aufgrund der Lohnstückkostenentwicklung, und gleichzeitig würde das Preisziel der EZB für den Euroraum insgesamt nicht verfehlt. Soweit das Konzept und die daraus abgeleitete Empfehlung.

Am Preisziel der EZB von maximal 2% scheint sich so gut wie kein Land zu orientieren. Dazu besteht gerade für die kleineren Länder kurzfristig keine Notwendigkeit. Seit es den europäischen Währungsraum gibt, hat man kein direktes Sanktionsinstrument mehr, mit dem ein Überschreiten dieses Preisziels auf Länderebene bestraft würde. Früher konnte die nationale Notenbank sofort mit Zinserhöhungen reagieren. Mittelfristig hätten auch die Devisenmärkte reagiert. In der Währungsunion trägt jedes Land aber nur mit einem mehr oder weniger großen Teil zur durchschnittlichen europäischen Preissteigerung bei. Überschreitungen eines einzelnen Landes werden daher kaum direkt sanktioniert. Und Sanktionen in Form höherer Zinsen treffen gerade die Länder stärker, die kein Fehlverhalten aufweisen. Denn in diesen Ländern sind die Realzinsen höher, während sie in den Ländern mit überdurchschnittlichen Preissteigerungen besonders niedrig sind. Länder mit überdurchschnittlichen Preissteigerungsraten dürften im Normalfall auch überdurchschnittliche Steuereinnahmen erzielen, weil die nominalen Bemessungsgrundlagen für Steuern stärker wachsen. Erfahrungsgemäß ist der Staat „Inflationsgewinner“. Länder mit überdurchschnittlichen Preissteigerungsraten sind daher auch nur in geringerem Ausmaß zu einer restriktiven Finanzpolitik gezwungen. Zudem wird die nominale Staatsschuld schneller entwertet. Von daher dürften niedrige Realzinsen und eine – vermutlich – vergleichsweise expansiver angelegte Finanzpolitik das Wachstum sogar noch zusätzlich anregen. Das wäre nur dann nicht der Fall, wenn Staaten mit überdurchschnittlichen Preissteigerungen ihre Finanzpolitik eher restriktiv ausrichten würden. Im Stabilitäts- und Wachstumspakt spielt die Abweichung vom maximalen Inflationsziel der EZB aber keine Rolle. Der in der Währungsunion wirkende Sanktionsmechanismus, der kontraktive Effekt einer kumulativ sich verschlechternden preislichen Wettbewerbsfähigkeit, der letztlich das Ergebnis überdurchschnittlicher Lohn- und Preissteigerungen ist, braucht je nach Offenheitsgrad der betroffenen Volkswirtschaft etliche Jahre, bis er zur Geltung kommt.

Die Niederlande sind ein Land, in dem die Preissteigerungsrate stark exogen determiniert ist. Für das nationale Lohnsetzungsverhalten ist das fast genauso, als würden sich die Tarifpartner an einer fixierten Rate orientieren. Bei exogenen Schocks werden in den Niederlanden (Real)Löhne und Beschäftigung schnell und relativ stark angepasst. Mit diesem Anpassungsmechanismus sind die Niederlande in den letzten Jahren nicht schlecht gefahren. Er hat ihnen sowohl ein überdurchschnittliches Wirtschaftswachstum mit beschäftigungspolitischen Erfolgen als auch die Aufrechter-

haltung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit gesichert. Insofern passt dieser Mechanismus zu dem kleinen Land. Als weniger günstig könnte er sich für eine große Volkswirtschaft erweisen, die sowohl einen großen Binnenmarkt hat als auch selbst auf andere Länder stark ausstrahlt.

In den Niederlanden, aber auch in Frankreich, berücksichtigt die Lohnsetzung auch in hohem Maße die jeweilige Arbeitsmarktsituation (gemessen an der Arbeitslosenquote). Bei geringer Arbeitslosigkeit steigen die Löhne vergleichsweise stark und tragen damit zum Wachstum der Binnennachfrage bei. Damit entsteht zum einen ein direkter Nachfrageeffekt in den anderen Ländern der EWU. Zum andern verschlechtert sich die eigene preisliche Wettbewerbsfähigkeit, was die Handelsströme zusätzlich beeinflusst. Über beide Wirkungskanäle tritt aufgrund der Reaktionsmuster rasch eine Stabilisierung ein. Die Arbeitsmarktvariable dürfte auch hier wieder eine wichtige Rolle spielen. Würde in den Niederlanden allerdings in der Lohnbestimmung stärker auf die durchschnittliche Produktivitätssteigerung Bezug genommen, dann bräuhete die Arbeitsmarktvariable nicht so einen wichtigen Korrekturfaktor spielen. Die Lohnentwicklung würde dann stetiger verlaufen. Gerade die Arbeitslosigkeit ist ein nachlaufender Indikator. In Zeiten geringer Arbeitslosigkeit fallen die Lohnsteigerungen zu hoch aus, in Zeiten hoher Arbeitslosigkeit dann zu niedrig. Der Anpassungsmechanismus ist bei kleinen und sehr offenen Volkswirtschaften zwar wirkungsvoll, im Sinne einer Verstetigung der Lohn- und Beschäftigungsentwicklung aber nicht optimal. Außerdem fallen bei Arbeitslosigkeit die Lohnabschlüsse grundsätzlich niedrig aus, unabhängig von der eigentlichen Ursache der Arbeitslosigkeit. Aus Sicht der Mitgliedsländer der EWU ist diese Reaktionsweise ebenfalls nicht optimal.

Ein Blick auf die faktische Lohnbestimmung in einzelnen EWU-Mitgliedsländern zeigt, dass sich im Prinzip kein Land an der einfachen **normative Lohnformel** orientiert, nach der die Nominallöhne in jedem Mitgliedsland nur im Umfang der Zielinflationsrate der EZB und der jeweiligen landesspezifischen mittelfristigen Produktivitätszuwächse steigen sollten, um so keine Wettbewerbsverzerrungen zwischen den Ländern zu erzeugen und die Lohnpolitik nicht in einen Konflikt mit der EZB geraten zu lassen. Handelt es sich hier nur um eine „Schönwetterformel“, die nur bei Abwesenheit von Schocks Orientierung bieten kann? Die Realität ist nun einmal geprägt von

- unsystematisch auftretenden (auch asymmetrischen) Preis- und Mengenschocks,
- unterschiedlichen Arbeitsmarktsituationen in den einzelnen EWU-Ländern,
- Anpassungsproblemen in der Anfangsphase der EWU, zu der auch eine gewisse (notwendige) Korrektur der Einstiegswechselkurse gehören kann
- sowie fehlenden direkten und schnell wirkenden Sanktionsmechanismen bei „falschen“ Lohnanpassungen.

Würden sich die EWU-Länder gemäß der einfachen normativen Lohnformel verhalten, dann müssten ihre Nominallöhne – differenziert nach den Ländern – jedes Jahr mit fast der gleichen Rate wachsen. Damit wäre eine Reaktion der Löhne als Anpassungsvariable nach Schocks oder zur Korrektur „falscher“ Einstiegswechselkurse nur sehr langsam. Sie würde in dem Maße erfolgen, wie sich der mittelfristige Produktivitätsanstieg eines Landes ändert. Eine Anpassung über die Preise funktioniert bei sehr offenen Volkswirtschaften nur noch begrenzt. Es bleibt dann

die Anpassung über die Reallöhne – bei einer langsamen Anpassung der Nominallohne – mit entsprechenden Beschäftigungsanpassungen.

Die Orientierung an den (tatsächlichen) Preisänderungen ist allen hier geschätzten Lohnfunktionen zu eigen, allerdings mit großen Unterschieden in Bezug auf Stärke, Schnelligkeit und der Frage, ob der BIP-Deflator oder der Konsumentenpreis Orientierung liefert. Der BIP-Deflator hat den Vorteil, dass er nicht so stark von Wechselkursschwankungen und Energiepreisänderungen beeinflusst wird wie der Konsumentenpreisindex. Eine nennenswerte Preisindexierung ist aber grundsätzlich nicht erwünscht. Sie kann bei bestimmten Schocks Preis-Lohn-Spiralen auslösen. Außerdem verlangen manche Schocks eine Anpassung der Reallöhne.

Bei der Anwendung der Lohnformel muss beachtet werden, dass jeweils die gleichen Bezugsgrößen – Personen oder Stunden – gewählt werden. Niedrigere Pro-Kopf-Produktivitäten senken so die Pro-Kopf-Löhne. Dabei besteht nicht zwingend eine Notwendigkeit zu geringen Stundenlöhnen. Pro-Kopf- und Stunden-Produktivitäten verändern sich bei bestimmten wirtschaftspolitischen Maßnahmen ganz unterschiedlich.

Mit einer Reduzierung der durchschnittlichen Pro-Kopf-Produktivitäten, die sich bei den in Deutschland eingeleiteten Strukturreformen einstellen, wird rein rechnerisch die Beschäftigungsschwelle gesenkt. Kommt dies z.B. durch die Ausdehnung von geringfügiger Beschäftigung zustande, dann ist das eher ein artifizielles Ergebnis. Die Stunden-Produktivität dürfte sich dabei nämlich kaum ändern. Gleichzeitig kann sich diese Entwicklung – rechnerische Senkung der Beschäftigungsschwelle – sogar bei sinkendem Arbeitsvolumen und insbesondere einer sinkenden Zahl an Vollzeitstellen vollziehen. Allein schon eine Umwandlung von Vollzeit- in Teilzeitstellen senkt rechnerisch die „durchschnittliche“ Beschäftigungsschwelle. Aussagekräftiger als die „durchschnittliche“ Beschäftigungsschwelle wäre daher die Beschäftigungsschwelle für Vollzeitbeschäftigte. Bei den zuletzt in Deutschland durchgeführten arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen kann es passieren, dass die rechnerische „durchschnittliche“ Beschäftigungsschwelle sinkt, während gleichzeitig die für Vollzeitbeschäftigte steigt. Dies wäre nicht als „positives“ Signal zu interpretieren.

Was spricht gegen einen Einfluss der Arbeitslosigkeit auf die Lohnabschlüsse? In der Realität ist dieser Einfluss in vielen Ländern vorhanden. Dieser Einfluss kann sehr stark sein. Der Einfluss der Arbeitslosigkeit in der Lohnfunktion kann als Korrekturfaktor gegen übermäßige Lohnerhöhungen in der Vergangenheit interpretiert werden. Wird dieser Korrekturfaktor in der Lohngleichung verwendet, dann wird allerdings jede Arbeitslosigkeit, egal welchen Ursprungs, immer eine Korrektur der Löhne nach unten bewirken. Dieses Rezept dürfte in dem einen oder anderen Fall nicht ursachengerecht sein. Trotzdem dürfte es innerhalb einer Währungsunion aber in einem kleinen und sehr offenen Land in der Weise funktionieren, dass es die Arbeitslosigkeit senkt. Mit einer relativen Lohnsenkung (zum Ausland) verändert sich die internationale Wettbewerbsfähigkeit. Der Einfluss über den steigenden Export dominiert in einem kleinen und offenen Land den negativen Einfluss auf den privaten Verbrauch. Im Endergebnis steigt das Wachstum, und die Beschäftigung erhöht sich. Die Arbeitslosigkeit geht zurück. Anschließend können auch die Löhne wieder stärker zunehmen, da die Arbeitslosigkeit als Korrekturfaktor in der Lohngleichung keinen Einfluss mehr ausübt.

In der gesamten Anpassungszeit gehen von dem kleinen und offenen Land kontraktive Impulse auf die anderen Länder der Währungsunion aus. Das Land hat seine Binnennachfrage gedämpft und importiert daher vergleichsweise weniger. Aus Sicht der gesamten Währungsunion bzw. der Nachbarländer in der Währungsunion wäre daher die (relative) Lohnsenkungsstrategie nur dann akzeptabel, wenn als Ursache für die Arbeitslosigkeit in dem kleinen und offenen Land tatsächlich auch zu hohe Lohnkosten bzw. eine zu geringe internationale Wettbewerbsfähigkeit diagnostiziert würden, die mit einer relativen Senkung der Löhne zu korrigieren wären.

Allein schon aus nationaler Sicht dürfte sich diese Strategie der (relativen) Lohnsenkung für Länder mit einem größeren Binnenmarkt als weniger erfolgreich erweisen. So reagieren die Preise ihrerseits zumindest in den weniger offenen Ländern wie Deutschland, Frankreich und Spanien auf Lohnänderungen. In diesen Ländern verändern sich die Reallöhne nicht so stark wie die Nominallöhne. Und dann sind die Löhne auch eine wichtige Bestimmungsgröße für den privaten Verbrauch und die gesamte Binnennachfrage. Mit (relativen) Lohnsenkungen könnte der private Verbrauch stärker beeinträchtigt als die Exporte gefördert werden. Dies würde die gesamtwirtschaftliche Nachfrage reduzieren. Würden mehrere und insbesondere größere Länder in einer Währungsunion gemeinsam eine (relativen) Lohnsenkungsstrategie als Korrekturmaßnahme auf Arbeitslosigkeit verfolgen, dann ließen sich damit offensichtlich keine Wettbewerbsvorteile mehr mit den entsprechenden Exportsteigerungen erzielen. Übrig blieben nur noch die Einbußen beim privaten Verbrauch. Dann dürfte auch der Substitutionseffekt über geringere Nominal- und teilweise Reallohnkosten kaum noch positive Beschäftigungseffekte auslösen. Nur eine deutlich expansivere Geldpolitik als Reaktion auf die (relative) Lohnsenkungsstrategie würde hier zu anderen gesamtwirtschaftlichen Ergebnissen führen.

Die Simulationsergebnisse zeigen, dass ausgerechnet das Land mit den niedrigsten Lohnsteigerungen in den letzten Jahren auch mit die schlechteste Wachstums- und Beschäftigungsbilanz der EWU aufzuweisen hat. Auf Dauer sollte jedes Land mit einem eigenen starken Binnenwachstum zum Wachstum der EWU beitragen. Damit würde jedes Land auch einen Beitrag zum Wachstum der Nachbarländer in der EWU leisten. Der deutsche Weg einer Schwächung der Binnennachfrage über unterdurchschnittliche Lohnsteigerungen und der Erzeugung von Beschäftigungsimpulsen über einen steigenden Außenbeitrag ist kontraproduktiv für den Rest der Währungsunion. So groß wie die Rückgänge bei der Binnenachfrage sind, reduziert Deutschland als relativ großes und weniger offenes Land mit dieser Verhaltensweise sein eigenes Wachstum. Deutschlands wirtschaftliche Schwäche strahlt so auch auf die anderen Länder in der EWU aus.

Legitimiert werden könnte die Lohnpolitik Deutschlands der letzten Jahre höchstens über die noch nicht abgeschlossene Bewältigung der deutschen Wiedervereinigung und die in diesem Kontext damals stark gestiegenen Lohnkosten. Nach dieser Argumentation wäre Deutschland zu dem damaligen Eintrittswchselkurs in die EWU nicht wettbewerbsfähig gewesen. Zur Unterstützung dieser Hypothese wurden in dieser Studie einige Indizien vorgebracht. Sieht man sich die Lohnkostenentwicklung Deutschlands nach der Wiedervereinigung allerdings genauer an, dann stellt man fest, dass die Lohnstückkostenentwicklung bzw. Reallohnentwicklung nur in Ostdeutschland aus dem Ruder gelaufen ist, und zwar erheblich, und dass der Staat mit einer deutlichen Erhöhung der Lohnnebenkosten (in Ost und West) mit zum Anstieg der Arbeitskosten beigetragen hat.

Eine (relative) Reduzierung der deutschen Arbeitskosten lässt sich sowohl über vergleichsweise niedrigere Tariflohnsteigerungen als auch über die Steuerfinanzierung versicherungsfremder Leistungen in der Sozialversicherung erreichen, um nur eine Alternative ins Spiel zu bringen. Würde man letzteren Weg beschreiten, dann müssten die Steuern erhöht werden, z.B. die Mehrwertsteuer, und die Beitragssätze in der Sozialversicherung gesenkt werden. Im Gesamtergebnis wären die Lohnkosten niedriger, die Arbeitnehmer hätten ein höheres nominales Nettoeinkommen, die Exporteure wären bei niedrigeren Arbeitgeberbeiträgen zur Sozialversicherung wettbewerbsfähiger, und die Beschäftigung müsste bei geringeren Arbeitskosten steigen. Im Vergleich zur (relativen) Tariflohnsenkung reduziert diese Variante – Steuerfinanzierung versicherungsfremder Leistungen – nicht zwingend die Binnennachfrage und bietet damit die Chance zu mehr Wachstum in Deutschland und die Beteiligung der Nachbarländer in der EWU an diesem Wachstum.

Soll die Lohnpolitik der einzelnen Mitgliedsländer der EWU nicht in Konflikt mit der Zielinflationsrate der EZB geraten und sollen gleichzeitig auch keine „unfairen“ Wettbewerbsvorteile zu Lasten der Handelspartner zugelassen werden, dann müssen sich die EWU-Länder an der normativen Lohnformel „Zielinflationsrate plus landesspezifischer mittelfristiger Produktivitätszuwachs“ orientieren. Abweichungen hiervon wären nur dann zulässig, wenn sich die internationale Wettbewerbsfähigkeit eines Landes aufgrund von überzogenen (zu niedrigen) Lohnsteigerungen in der Vergangenheit deutlich verschlechtert (verbessert) hätte.

Verglichen mit einer solchen normativen Lohnformel ist das tatsächliche Lohnsetzungsverhalten in einzelnen Mitgliedsländern der EWU völlig verschieden. Daher ist noch einiger Veränderungsbedarf vorhanden, um den Lohnfindungsprozess zu reformieren. Ein zeitnahe Lohnmonitoring in den beteiligten Ländern könnte größere Abweichungen deutlich machen und für Diskussionen in den betroffenen Ländern sorgen. Da schnelle und direkte Sanktionsmechanismen in einer Währungsunion nicht mehr vorhanden sind, kann nur der eindringliche Verweis auf die langfristigen Folgen einer sich stetig verschlechternden Wettbewerbsfähigkeit aufgrund zu hoher Lohnabschlüsse die Lohnverhandlungspartner beeindrucken. Das gleiche gilt – umgekehrt – natürlich auch für Länder mit zu niedrigen Lohnabschlüssen.

Die ersten Jahre der EWU waren geprägt von der Sorge, dass die Inflationsrate in der EWU zu hoch sein könnte und entsprechende geldpolitische Reaktionen der EZB auslösen würde. Selbst unter Einrechnung der mehrmaligen Ölpreissteigerungen und der Wechselkursschwankungen des Euro konnte die Preissteigerungsrate in der EWU insgesamt über die vergangenen sechs Jahre doch nahe an der maximalen Zielinflationsrate der EZB gehalten werden. Dies war ein Erfolg. Versucht man nun eine vorsichtige Prognose der künftigen Preisentwicklung vor dem Hintergrund der hier durchgeführten Analyse, dann zeichnet sich für die nächsten Jahre eine nennenswerte Preisberuhigung bis hin zur Disinflation ab. Diese Einschätzung basiert darauf, dass in etlichen Ländern die expansiven Anfangsimpulse der Währungsunion, die vor allem über eine Reduzierung der Nominal- und Realzinsen zustande kamen, ausgelaufen sein dürften. Gleichzeitig hat sich in einigen Ländern die internationale Wettbewerbssituation deutlich verschlechtert. Über kurz oder lang wird dies den Druck hin zu geringeren Lohn- und Preiserhöhungen immer weiter verstärken. Zudem ist nicht zu erwarten, dass in Deutschland, dem Land mit den bisher niedrigsten Lohn- und Preisanhebungen, eine Verhaltensänderung eintritt. Daher steigt die Wahrscheinlichkeit für ein Szenario, in

dem in den nächsten Jahren in der EWU die Inflationsrate, möglicherweise aber auch das Wachstum niedrig ausfallen dürften. Dies gibt in den nächsten Jahren der Geldpolitik sowohl die Möglichkeit als auch die Pflicht zu einer expansiveren Ausrichtung. Im Prinzip ist in dieser Konstellation nur die Geldpolitik in der Lage, für ein höheres Wachstum bei ansonsten niedrigen Inflationsraten wirkungsvoll zu sorgen. Angesichts der Wirkungsverzögerungen der Geldpolitik sollte sie damit nicht zu lange warten.

6 Literaturverzeichnis

- Alberola, E./Cervero, S. G./Lopez, H./Ubide, A. (1999): „Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, „Ins“, „Outs“, and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework“. *IMF Working Paper*, No. 175.
- Alberola, E./Tyrväinen, T. (1998): „Is there scope for inflation differentials in EMU?“. *Bank of Finland Discussion Paper*, No 15/98.
- Andersen, T. M. (2003): „Wage Formation and European Integration“. *European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Economic Papers*, No. 188.
- Andersen, T.M. (2001): „European Integration – A Downward Bias in Employment Policies?“. *CESifo Working Paper*, No. 574.
- Anderton, R./Barrell, R. (1995): „The ERM and Structural Change in European Labour Markets: A Study of 10 Countries“. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Band 131, Heft 1, S. 47-66.
- Anderton, R./Barrell, R./in't Veld, J. (1993): „Forward-looking Wages, Nominal Inertia and the Analysis of Monetary Union“. *National Institute Discussion Paper*, No. 42.
- Angeloni Ignazio, Michael Ehrmann (2004), Euro area inflation differentials, *ECB Working paper series No. 388*, September 2004, Frankfurt/Main.
- Athukorala P./Menon J. (1995): „Exchange Rates and Strategic Prices: The Case of Swedish Machinery Exports“. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 57, No. 4, S. 533-546.
- Bach, H.-U./Gaggermeier, Ch./Pusse, L./Rothe, Th./Spitznagel, E./Wanger S. (2004): „Der Arbeitsmarkt 2004 und 2005“. *IAB-Kurzbericht*, Nr. 5/11.3.2004.
- Bahn Müller, R./Bispinck, R./Weiler, A. (1999): „Tarifpolitik und Lohnbildung in Deutschland“. *WSI-Diskussionspapier*, Nr. 79.
- Balassa, B. (1964): „The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal“. *Journal of Political Economy*, Vol. 72, No. 6, S. 584-596.
- Banerjee A./Dolado J.J./Mestre, R. (1998): „Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework“. *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 19, No. 3, S. 267-283.
- Barrel, R./Dury, K. (2003): „Asymmetric labour markets in a converging Europe: Do differences matter?“. *National Institute Economic Review*, No. 183.
- Barrell, R./Dury, K. (2001): „Asymmetric Labour Markets in a Converging Europe: Do Differences Matter?“. *ENEPRI Working Papers*, No. 2.
- Barrell, R./Morgan, J./Pain, N. (1995): „The Employment Effects of the Maastricht Fiscal Criteria“. *European Parliament Working Paper*.
- Barrell, R./Pain, N. (1996): „EMU as a job creator“. *New Economy*, June, S. 97-102.
- Barrell, R./Pain, N./Sefton, J (1996): „The Effects of Fiscal Policy and the Maastricht Solvency Criteria on European Employment“. In: *Business cycles and macroeconomic stability: should we rebuild built-in stabilizers?*, Kluwer, Boston u.a..
- Barrell, R./Sefton, J./in't Veld, J.W. (1993): „Interest Rates, Exchange Rates and Fiscal Policy in Europe: The implications of Maastricht“. *National Institute Discussion Paper*, No. 44.
- Beihefte der Konjunkturpolitik (1998): „Funktionsbedingungen der Währungsunion“, Heft 47
- Berthold, N. (1998): „Tarifpolitik und Arbeitslosigkeit: Löst die Europäische Währungsunion das Beschäftigungsproblem“. In: D. Cassel (Hrsg.): *50 Jahre soziale Marktwirtschaft, Schriften zu Ordnungsfragen der Wirtschaft*, Band 57, Stuttgart.
- Beyer, A./Doornik, J.A./Hendry, D.F. (2000): „Reconstructing aggregate euro-zone data“. *Journal of Common Market Studies*, Vol. 38, No. 4, S. 613-624.
- Bezbakh, P. (1996): *Inflation et désinflation*. Editions La Découverte, Paris.
- Bhaskar, V. (1988): „Pricing and employment in the UK: an open economy model“. *Mimeo*, Nuffield College.
- Bispinck, R./Lecher, W. (Hrsg.) (1993): *Tarifpolitik und Tarifsysteme in Europa*. Bund-Verlag, Köln.

- Blanchard, O. (2001): "Country adjustment within Euroland. Lessons after two years". *CEPR Annual Reports, Defining a Macroeconomic Framework for the Euro Area, Monitoring the European Central Bank* No. 3, London.
- Blanchard, O. (1999): „*The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence*“. <http://econ-www.mit.edu/faculty/blanchar/papers.htm>.
- Bofinger, P./Frisch, H./Issing, O./Klein, M./Köhler, C./Loef, H.E./Neumann, M.J./Vaubel, R. (1993): „Europa vor dem Eintritt in die Wirtschafts- und Währungsunion“. *Schriften des Vereins für Socialpolitik*, Band 220.
- Böhringer, C./Boeters, S./Feil, M./Steiner, V./Rutherford, T.F. (2002): „Das gesamtwirtschaftliche Modell PACE-L zur Analyse von Arbeitsmarktpolitiken“, *IAB, Beitr:AB* 253.
- Bordogna, L. (2002): „Kollektivvertragsverhandlungen im Zeitalter des Euro: Probleme und Perspektiven auf regionaler Ebene“. In: „*Die Entwicklung des italienischen Kollektivvertragssystems im europäischen Kontext*“, Tagung des Arbeitsförderinstituts, Bozen, 29. April 2002.
- Bullard, J./Keating, J.W. (1995): „The long-run relationship between inflation and output in postwar economies“, *Journal of Monetary Economics* 36 (3), S. 477–496.
- Burda, M.C. (2001): „European Labour Markets and the Euro: How much Flexibility do we need?“. *ENEPRI Working Papers*, No. 3.
- Buti, M./Roeger, W./in't Veld, J. (2001): „Stabilising Output and Inflation in EMU: Policy Conflicts and Cooperation under the Stability Pact“. *Journal of Common Market Studies*, Vol. 39, No. 5, S. 801-828.
- Buttom, K./ Pentecost, E. (1999): *Regional Economic Performance within the European Union*. Edward Elgar, Aldershot.
- Calmfors, L. (2001): „Wages and wage-bargaining institutions in the EMU-a survey of the issues“. *Institute for international economic studies, Stockholm University, Seminar Paper*, No. 690, <http://www.iies.su.se/publications/seminarpapers/690.pdf>.
- Calmfors, L. (1998): „Macroeconomic Policy, wage setting and employment-what difference does the EMU make?“. *Institute for international economic studies, Stockholm University, Seminar Paper*, No. 657, <http://www.iies.su.se/publications/seminarpapers/657.pdf>.
- Calmfors, L. (1998): „Monetary Union and Precautionary Labour-Market Reform“. *Institute for international economic studies, Stockholm University, Seminar Paper*, No. 659.
- Calmfors, L. (1998): „Unemployment, Labour-Market Reform and Monetary Union“. *Institute for international economic studies, Stockholm University, Seminar Paper*, No. 657, <http://www.iies.su.se/publications/seminarpapers/639.pdf>.
- Clostermann, J. (1996): „Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz“. *Diskussionspapier der Volkswirtschaftlichen Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank*, Nr. 7.
- Conrad, C.A. (2001): „Zwei Jahre Europäische Währungsunion: eine Bestandsaufnahme“. *Wirtschaftsdienst* (HWWA), Nr. 5/81, Mai.
- Conseil Supérieur de l'Emploi, des Revenus et des Coûts (1999a): „Le SMIC: salaire minimum de croissance“, *Rapport du CSERC*, La Documentation Française, Paris.
- Conseil Supérieur de l'Emploi, des Revenus et des Coûts (1999b): „Durée du travail et emploi. Les 35 heures, le temps partiel, l'aménagement du temps de travail“, *Rapport au Premier Ministre*, La Documentation Française, Paris.
- De Grauwe, P./Skudelny, F. (2000): "Inflation and Productivity Differentials in EMU". *CES Discussion Paper* 00.15, Cotholic University Leuven.
- Deroose, S./Langedijk, S./Roeger, W. (2004): „Reviewing adjustment mechanisms in EMU: from overheating to overcooling“. *European Commission, Directorate General for Economic and Financial Affairs, Economic Paper*, No. 198.
- Deutsche Bundesbank (1997): „Wechselkurs und Außenhandel“. *Deutschen Bundesbank Monatsbericht*, Januar, S. 43-62.
- Deutsche Bundesbank (1998): „Wechselkursabhängigkeit des deutschen Außenhandels – Perspektiven unter den Bedingungen der Europäischen Währungsunion“. *Deutsche Bundesbank Monatsbericht*, Januar, S. 49-59.
- Deutsche Bundesbank (2000): „Macro-Econometric Multi-Country Model: MEMMOD“. *Occasional Paper of the Deutsche Bundesbank*, Juni.

- Döpke, J./Fischer, M. (1994): „Was bestimmt die westdeutschen Exporte?“. *Die Weltwirtschaft*, S. 54-66.
- Dornbusch, R. (1987): „Exchange Rates and Prices“. *American Economic Review*, Vol. 77, No.1, S. 93-106.
- Drexel, I. (2002): *Neue Leistungs- und Lohnpolitik zwischen Individualisierung und Tarifvertrag. Deutschland und Italien im Vergleich*. Frankfurt/New York.
- ECB (2003): *Inflation differentials in the euro area: Potential causes and policy implications*. Frankfurt.
- Égert, B./Ritzberger-Grünwald, D./Silgoner, M. A. (2004): „Inflationsdifferenziale in Europa: Erfahrungen der Vergangenheit und Blick in die Zukunft“, *Oesterreichische Nationalbank, Geldpolitik und Wirtschaft*, S. 50-78.
- Eiro (2003): „Lohn- und Gehaltsentwicklungen – 2002“. <http://www.eiro.eurofound.ie/print/2003/03/update/TN0303107U.html>
- Eller, J. W. und Gordon, R. J. (2003). Nesting the New Keynesian Phillips curve within the mainstream model of U.S. inflation dynamics, Konferenzbeitrag, CEPR Conference “The Phillips Curve revisited” in Berlin, 5-7. Juni 2003.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987): “Co-integration and error-correction: representation, estimation, and testing”, *Econometrica*, Vol. 55, Nr. 2, S. 251-276.
- Erne, R. (2001): „Risse im italienischen Sozialpakt“. *Arbeit und Wirtschaft*, Nr. 2, S. 44-45.
- Erne, R. (2002): „Quo vadis Italia?“. *Arbeit und Wirtschaft*, Nr. 5, S. 42-44.
- Estrada, À./Willman, A. (2002): „The Spanish Block of the ESCB-Multi-Country Model“. *EZB-Working Paper*, Nr. 149.
- Europäische Kommission (2003): „Empfehlung der Kommission für die Grundzüge der Wirtschaftspolitik der Mitgliedstaaten und der Gemeinschaft (im Zeitraum 2003-2005)“.
- Europäische Kommission/Directorate for Employment and Social Affairs (2002): „Industrial Relations in Europe 2002“. *EU Kommission, Directorate for Employment and Social Affairs*.
- Europäische Zentralbank (2003): *Inflation Differentials in the Euro area: potential causes and policy implications*. Frankfurt/Main.
- Europäische Zentralbank (2003): „Monatsbericht Juni 2003“.
- European Central Bank (2003): *Inflation differentials in the euro area: potential causes and policy implications*. Frankfurt/Main.
- European Commission (1991): „One Market, One Money: An Evaluation of the Potential Benefits and Costs of Forming an Economic and Monetary Union“. *European Economy*, 44, October.
- European Commission (2002): „Germany’s growth performance in the 1990’s“. *European Economy, Economic Papers*, No. 170.
- European Commission (2003): *European Economy, Economic Forecasts*, Springer, Berlin.
- European Commission (2004): „EMU after 5 Years“. *European Economy Special Report*, No. 1/2004, Brussels.
- Fajertag, G. (Hrsg.) (2002): *Collective Bargaining in Europe 2001*. European Trade Union Institute (ETUI), Brussels.
- Feldmann, H. (1998): „Arbeitsmarktbedingungen in der EWU: Die Gefahr einer raschen Harmonisierung“. *Wirtschaftsdienst (HWWA)*, Nr. 9/78, S. 537-541.
- Feldmann, H. (1998): „Europäische Währungsunion und Arbeitsmarktflexibilität“. *Außenwirtschaft*, 53/1, S. 53-80.
- Fisher, M. E./Seater, J.J. (1993): Long-run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework, *American Economic Review* 83 (3), S. 402-415.
- Fitzenberger, B. (1995): „Zentralisierungsgrad von Lohnverhandlungen und Lohnbildung in Ländern der Europäischen Union“. In: Oberender, P./Streit, M.E. (Hrsg.): *Europas Arbeitsmärkte im Integrationsprozess*, S. 77-112.
- Flassbeck, H./Spiecker, F. (1998): „Löhne und Arbeitslosigkeit“. *Wirtschaftspolitische Diskurse (Friedrich-Ebert – Stiftung)*, Nr. 18.
- Franz, W./Pfeiffer, F. (2001): „Tarifbindung und die ökonomische Rationalität von Lohnrigiditäten“. *ZEW Diskussionspapier*, Nr. 01-01.

- Frenkel, J./Mussa M. (1988): „Exchange rates and the balance of payments“. In: Jones, R./Kenen, P. (Hrsg.): *Handbook of International Economics*, North Holland, Amsterdam.
- Friedrich-Ebert-Stiftung, Abteilung Arbeit und Sozialpolitik (2000): „*Europäisch denken – vor Ort handeln*“. Gesprächskreis Arbeit und Soziales, Nr. 93.
- Fritzsche, U./Horn, G. A./Scheremet, W./Zwiener, R. (1999): „Is There a Need für a Co-ordinated European Wage and Labour Market Policy?“. In: Huemer, G./Mesch, M./Traxler, F. (Hrsg.): *The Role of Employer Associations and Labour Unions in the EMU, Institutional requirements for European economic Policies*. Elgar, Aldershot.
- Fröhlich, H.P./Klös, H.P./Kroker, R./Schnabel, C./Schröder, C. (1997): „Lohnpolitik in der Europäischen Währungsunion“. *Beiträge zur Wirtschafts- und Sozialpolitik (Institut der deutschen Wirtschaft)*, Nr. 234.
- Fuhrer, J. C. (1997). „The (un)importance of forward-looking behavior in price specifications“. In: *Journal of Money, Credit and Banking* 29(3), S. 338–350.
- Galí, J., Gertler, M. und L’opez-Salido, J. D. (2001). „European inflation dynamics“. In: *European Economic Review* 45(7), S. 1237–1270.
- Goldstein, M., Khan M. S. (1985): „Income and Price Effects in Foreign Trade“. In: Jones, R.W./Kenen, P.B. (Hrsg.): *Handbook of International Economics, Vol.II*, Kapitel 20, S. 1041-1105.
- Gros, D. (2001): „The Irish inflation and price adjustment in Euroland“. *EP briefing paper*, February 2001. www.europarl.eu.int/comparl/econ/pdf/emu/speeches/20010305/gros/default_en.pdf
- Gros, D./Hefeker, C. (1998): „Factor Mobility, European Integration and Unemployment“. *Mimeo, CEPS*, Brussels.
- Guth, W. (1999): *Europäische Integration und Soziale Marktwirtschaft*. Serie Piper, München.
- Hamermesh, D. S. (1993): *Labour Demand*. Princeton University Press.
- Hancke, B./Soskice, D. (2003): „Wage-Setting and Inflation Targets in EMU“. *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 19, No. 1, S. 149-160.
- Hansen, J./Roeger, W. (2000): „Estimation of Real Equilibrium Exchange Rates“. *European Commission, Directorate General for Economic and Financial Affairs, Economic Paper*, No. 144.
- Hasse, R.H. (1999): „Europäischer Beschäftigungspakt: Vergemeinschaftung einer ordnungspolitischen Kapitulation?“. *Wirtschaftsdienst (HWWA)*, Nr. 1/79, S. 11-15.
- Hassler (2004): „Leitfaden zum Testen und Schätzen von Kointegration“. In: Gaab, W./Heilemann, U./Wolters, J. (Hrsg.): *Arbeiten mit ökonometrischen Modellen*, Heidelberg.
- Hefeker, C. (1998): „Labor Market Rigidities, Unions and Monetary Union“. *Mimeo*, University of Basel
- Heise, A./Schulten, T. (1999): „Lohndumping in der EWU – geht ein Gespenst um in Europa? – Eine Replik“. *Wirtschaftsdienst (HWWA)*, Nr. 2/79, S. 89-94.
- Hemmann, A. (1999): „Beschäftigungspolitik. Leitlinien und Ziele“. *EU-Magazin*, Nr. 4, S. 23-25.
- Honohan, P./Lane, P.R. (2003): „Divergent inflation rates in EMU“. *Economic Policy*, 37, S. 357-394.
- Horn, G. A./Scheremet, W./Zwiener, R. (1998): „Der europäische Arbeitsmarkt im Zeichen des Euro - Simulationen von lohnpolitischen Strategien“. *Beihefte der Konjunkturpolitik*, Heft 47.
- Horn, G.-A./Logeay, C. (2004): „Kritik am lohnpolitischen Konzept des SVR“. *Wirtschaftsdienst (HWWA)*, April, S. 236-242.
- Horn, G.A./Scheremet, W./Zwiener, R. (1997): „*Rahmenbedingungen für den Arbeitsmarkt in einer erfolgreichen Wirtschafts- und Währungsunion der EU-Mitgliedstaaten*“. Gutachten des DIW im Auftrage des Bundesministeriums für Wirtschaft, Berlin.
- Horn, G.A./Scheremet, W./Zwiener, R. (1999): *Wages and the Euro*. Heidelberg
- Horn, G.A./Zwiener, R. (1992): „Wage regimes in a United Europe. A simulation study on QUEST“. In: Barrell, R./Whitley, J. (Hrsg.): *Macroeconomic Policy Coordination in Europe – The ERM and Monetary Union*. London u.a.
- Horn, G.-A./Zwiener, R. (1996): „*Beschäftigungsentwicklung im Zuge der Europäischen Währungsunion*“. Gutachten im Auftrag der Hans-Böckler-Stiftung, Berlin.
- Horn, G.A./Zwiener, R. (1998): „Lohnpolitik in der Europäischen Währungsunion – eine Simulationsstudie“. *Wochenbericht des DIW*, S. 31-32.

- Hüfner, F.P./ Schröder, M. (2002): „Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: A European Perspective“. *ZEW Discussion Paper*, No. 02-20.
- HWWA-Report Nr. 179 (1998): „*Nachhaltigkeit: Beurteilung der Konvergenz ausgewählter Mitgliedstaaten im Vorfeld der EWWU*“. Hamburg.
- IAB-Betriebspanel; WSI, 2001, www.boeckler.de
- IMF (2002): „Monetary and Exchange Rate Policies of the Euro Area – Selected Issues“. *IMF Country Report*, No. 236, Chapter I, Washington D.C.
- INSEE Première (1999): „Les salariés à temps complet au voisinage du SMIC de 1976 à 1996“, Nr. 642.
- International Monetary Fund (1997): „*World Economic Outlook, Chapter III: EMU and the World Economy*“.
- Internationale Sozialpartner-Konferenz Wien, 28./29. September 1998: „Voraussetzungen für eine erfolgreiche Wirtschafts- und Währungsunion“. *Beirat für Wirtschafts- und Sozialfragen*, Nr. 76, 1999
- Issing, O. (2000): „How to achieve a durable Macro-economic Policy Mix Favourable to Growth and Employment?“. *Speech at the Conference on „Growth and Employment in Europe“*, European Commission, Brussels.
- Jerger, J. (2001): „Lohnpolitik und Beschäftigung – Debatte ohne Ende?“. *Diskussionsbeitrag der Fakultät für Wirtschaftswissenschaft der Gerhard-Mercator-Universität Duisburg*, Nr. 280.
- Jochimsen, R. (1994): *Perspektiven der europäischen Wirtschafts- und Währungsunion*. Bund-Verlag, Köln.
- Katzimi, M. (2004): „Inflation divergence in the euro area: the Balassa-Samuelson effect“. *Applied Economics Letters* 2004, 11, 329-332.
- King, R. G./Watson, M. W. (1997): „Testing long-run neutrality“, *Economic Quarterly* 83 (3), S. 69–101. Federal Reserve Bank of Richmond.
- Kleinknecht, A./Naastepad, C.W.M. (2002): „Schattenseiten des niederländischen Beschäftigungswunders“. *WSI-Mitteilungen*, Nr. 6, S. 319-325.
- Lapp, S., Scheide, J. Solveen, R. (1995): „Determinants of Exports in the G7-Countries“. *Kieler Diskussionspapier*, Nr. 707.
- Layard, R./Nickell, S./Jackman, R. (1991). *Macroeconomic performance and the labour market*. Oxford University Press, Oxford.
- Layard, R./Nickell, S./Jackman, R. (1991): *Unemployment – Macroeconomic of the Labour Market Performance*. Oxford University Press, New York.
- Leamer, E.E./Stern, R.M. (1970): *Quantitative International Economics*. Boston.
- Leibfritz, W./Dumke, R.H./Müller, A./Ochel, W./Reutter, M./Westermann, F. (2001): „Finanzpolitik im Spannungsfeld des Europäischen Stabilitäts- und Wachstumspaktes“. *ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung*.
- Lesch, H. (1998): „Lohnpolitik in einer EWWU“. *Internationale Wirtschaft*, Band 14, Köln.
- Lesch, H. (2001): „Das deutsche System der Lohnfindung unter Anpassungsdruck“. *Beiträge zur Wirtschafts- und Sozialpolitik (Institut der deutschen Wirtschaft)*, Nr. 265.
- Lesch, H. (2003): „Europäische Währungsunion und Lohnsenkungswettbewerb“. *iw-trends*, 2/2003.
- Lindbeck, A. (1993): „Unemployment and Macroeconomics“. *The Ohlin Lectures*, MIT Press, London.
- Logeay, C. (2002): „Mit welchem Maßstab sind die jüngsten Lohnabschlüsse zu beurteilen?“. *Wochenbericht des DIW*, Nr. 30.
- Logeay, C. (2003): „Arbeitsmarktinstitutionen und Arbeitslosigkeit: Stand der wissenschaftlichen Diskussion“. *Wochenbericht des DIW*, Nr. 22.
- Logeay, C./Schreiber, S. (2003): „Effekte einer Arbeitszeitverkürzung – Empirische Evidenz für Frankreich“. *DIW Diskussionspapier*, Nr. 362.
- Logeay, C./Schreiber, S. (2004): „Evaluating the effectiveness of the French work-sharing reform“. *Presented at the EEA-2004* (Madrid).
- Lommatzsch, K., Tober, S. (2003): „The Inflation Target of the ECB: Does the Balassa-Samuelson Effect Matter?“, *Mimeo*.
- Lommatzsch, K./Tober, S. (2002): „Geldpolitische Aspekte der Erweiterung des Euroraums“. *Wochenbericht des DIW*, Nr. 15.

- Lommatzsch, K./Tober, S. (2003): „Reform der geldpolitische Strategie der Europäischen Zentralbank“. *Wochenbericht des DIW*, Nr.7.
- Mankiw, N. G. (2001). „The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment“. In: *The Economic Journal* 111(471), S. C45–C61.
- McMorrow, K. (1996): „The Wage Formation Process and Labour Market Flexibility in the Community, the US and Japan“. *EU-Economic Papers*, Nr. 118.
- Menon, J. (1995). „Exchange rate pass-through“. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 6, No. 2, S. 197-231.
- Mermet, E. (2001): *Wage formation in Europe*. European Trade Union Institute (ETUI), Brussels.
- Meurers, M. (2003): *Angebot und Nachfrage im Außenhandel. Theoretische Überlegungen und eine Kointegrationsanalyse für Deutschland*, München.
- Molitor, C. (1995): „Probleme regionaler Lohnpolitik im vereinten Europa“. In: Oberender, P./Streit, M.E. (Hrsg.): *Europas Arbeitsmärkte im Integrationsprozess*, S. 145-187.
- Morgan, J. und Mourougane, A. (2001): „What can changes in structural factors tell us about unemployment in Europe?“, *Working Paper 81*, ECB.
- Neimke, M./Eppendorfer, C./Beckmann, R. (2002): „Deepening European Financial Integration: Theoretical Considerations and Empirical Evaluation of Growth and Employment Benefits“. *IEW, Diskussionsbeitrag 42*.
- Obstfeld, M. (1999): „EMU: Ready, or Not?“. *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper*, No. 6682.
- Obstfeld, M. (1999): „Regional Nonadjustment and Fiscal Policy: Lessons for EMU“. *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper*, No. 6431.
- OECD (1999): *Employment Outlook*. OECD, Paris.
- OECD (2002): „Inflation Persistence in the Euro Area“. *OECD Economic Outlook*, No. 72, Chapter 7, OECD, Paris.
- Pauer, F. (1996): „Will asymmetric shocks pose a serious problem in EMU?“. *Österreichische Nationalbank, Working Paper*, No. 23.
- Pochet, P. (Hrsg.) (2002): *Wage Policy in the Eurozone*. PIE Peter Lang, Brussels.
- Potthoff, M./Hirschmann, K. (Hrsg.) (1997): „Die europäische Währungsunion – Ein Testfall für die europäische Integration?“. Schriftenreihe zur Neuen Sicherheitspolitik Band 14, Bundesakademie für Sicherheitspolitik, Berlin.
- Ragnitz, J./Müller, G./Wölfl, A. u.a. (3/2001): „Produktivitätsunterschiede und Konvergenz von Wirtschaftsräumen – Das Beispiel der neuen Länder“. Institut für Wirtschaftsforschung Halle, Sonderheft.
- Rapach, D. E. (2003). International evidence on the long-run impact of inflation, *Journal of Money, Credit and Banking* 35 (1), S. 23–48.
- Rietzler, K. (2004): „Spanien: Kräftige monetäre Impulse überdecken strukturelle Schwächen“. *Wochenberichte des DIW Berlin*, Nr. 11.
- Rietzler, K. (2001): „Erstellung und Anwendung eines Kriterienkatalogs zur Beurteilung der Eignung verschiedener Saisonbereinigungsverfahren zur gesamtwirtschaftlichen Konjunkturdiagnose in der Europäischen Union, Teil I: Revisionsanalyse der saisonbereinigten Aggregate am aktuellen Rand“. Gutachten des DIW im Auftrage des Bundesministers für Finanzen, Berlin.
- Rietzler, K./Lommatzsch, K. (2001): „Inflationsunterschiede im Euroraum: Muss die EZB ihr Stabilitätsziel revidieren?“. *Wochenberichte des DIW Berlin*, Nr. 38.
- Rietzler, K./Stephan, S./Wolters, J. (2000): „Saisonbereinigung und Aggregationsprobleme bei der Erstellung der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für die Länder der Europäischen Währungsunion“. Gutachten des DIW im Auftrage des Bundesministers für Finanzen, Berlin.
- Roberts, J. M. (1995). „New Keynesian economics and the Phillips curves“. In: *Journal of Money, Credit and Banking* 27(4), S. 975–984.
- Rohde, A. (1995): „Arbeitsmarktpolitische Konsequenzen des Maastrichter Vertrages über die Europäische Union“. In: Oberender, P./Streit, M.E. (Hrsg.): *Europas Arbeitsmärkte im Integrationsprozess*, S. 255-265.
- Rosamond, B. (2000): *Theories of European Integration*. The European Union Series

- Rose, A.K. (1999): „One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade“. *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper*, No.7432.
- Röttinger, M./Weyringer, C. (Hrsg) (1996): *Handbuch der europäischen Integration*. 2. Auflage, Bundesanzeiger, Mainz, Köln, Wien.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2003): „*Staatsfinanzen konsolidieren – Steuersystem reformieren*“. Jahresgutachten 2003/2004.
- Samuelson, P.A. (1964): „Theoretical notes on trade problems“. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, No. 2, S. 145-154.
- Sawyer, W.C./Sprinkle, R.L. (1999): *The Demand for Exports and Imports in the World Economy*. Elgar, Aldershot.
- Schulten T. (1998): „Tarifpolitik unter den Bedingungen der Europäischen Währungsunion“. *WSI-Mitteilungen*, 7/1998.
- Schulten, T. (2001): „Tarifpolitik in Europa 2000/2001-1. Europäischer Tarifbericht des WSI“. *WSI-Mitteilungen*, 7/2001.
- Schulten, T. (2002): „Europeanisation of Collective Bargaining“. *WSI-Discussion Paper*, No. 101.
- Schulten, T. (2002): *Tarifpolitik in Europa 2001/2002-2, Europäischer Tarifbericht des WSI, Informationen zur Tarifpolitik*. Hans-Böckler-Stiftung, Düsseldorf.
- Schulten, T./Stückler, A. (2000): „Lohnpolitik in Europa“. *Informationen zur Tarifpolitik, WSI*.
- Schürfeld, A. (1999): „Lohnpolitik und Beschäftigungspolitik bei fortschreitender europäischer Integration“. *Institut für Wirtschaftspolitik an der Universität zu Köln, Untersuchungen*, 114.
- Siebert, H. (1997): *Quo vadis Europe*. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Siebert, H. (2001): „How the EU can move to a higher Growth Path- Some Considerations“. *Kieler Diskussionsbeiträge*, Nr. 383.
- Sinn, H.-W./Reutter M. (2001): „The Minimum Inflation Rate for Euroland“. *NBER Working Paper*, Nr. 8085.
- Soskice, D./Iversen, T. (1998): „Multiple Wage-Bargaining Systems in the Single European Currency Area“. *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 14, Nr. 3. S. 110-124.
- Soskice, D./Iversen, T. (2001): „Multiple wage Bargaining Systems in the Single European Currency Area“. *Empirica* 28, S. 435-456.
- Stephan, J. (2000): „EU-Integration and Development Prospects of CEECs“. *IWH, Diskussionspapier*, Nr. 112.
- Stephan, S./Lommatzsch, K. (2001): „*Erstellung und Anwendung eines Kriterienkatalogs zur Beurteilung der Eignung verschiedener Saisonbereinigungsverfahren zur gesamtwirtschaftlichen Konjunkturanalyse in der Europäischen Union, Teil TI: Determinierung der Wendepunkte in einem europäischen Konjunkturzyklus*“. Gutachten des DIW im Auftrag des Bundesministers für Finanzen, Berlin.
- Stephan, S. (2002): „German Exports to the Euro Area“. *DIW Discussion Paper*, Nr. 286.
- Strauß, H. (2000): „Eingleichungsmodelle zur Prognose des deutschen Außenhandels“, *Kieler Diskussionspapier*, Nr. 987.
- Strauß, H. (2003): „Globalisierung und die Prognose des deutschen Außenhandels“. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 223, Heft 2, S. 176-203.
- Taylor, J.B. (1979): „Staggered Wage Setting in a Macro Model“. *American Economic Review, Papers & Proceedings*, Vol. 69, No. 2, S. 108-113.
- Traxler, F./Blaschke, S./Kittel, B. (2001): *National Labour Relations in Internationalized Markets. A comparative Study of Institutions, Change and Performance*. Oxford University Press, Oxford.
- Tyrväinen, T. (1995a): „Wage determination in the long run, real wage resistance and unemployment“. *Discussion paper 12*, Bank of Finland.
- Tyrväinen, T. (1995b): „Wage setting, taxes and demand for labour: Multivariate analysis of cointegrating relations“. *Empirical Economics* 20(2), S. 271-297.
- van der Horst, A. (2003). „Structural Estimates of Equilibrium Unemployment in Six OECD Economies“. *CPB-Discussion Paper*, Nr.19.
- von Hagen, J. (1999): „Macroeconomic consequences of the EMU“. *Empirica*, 26, S. 359-74.

- Warmedinger, Th. (2004): „Import Prices and Pricing-to-Market Effects in the Euro Area“. *ECB Working Paper Series*, No. 299.
- Weber, A. A. (1994): „Testing long-run neutrality: Empirical evidence for G7-countries with special emphasis on Germany“, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Economy* 4, S. 67–117.
- Weidenfeld, W./Wessels, W. (Hrsg.) (1993): *Europa von A-Z*. Europa Union Verlag, Bonn.
- Willms, M. (1998): „Europäische Währungsunion im Lichte der Theorie optimaler Währungsräume“. In: Francke, H.-H./Ketzler, E./Kotz, H.-H. (Hrsg.): *Europäische Währungsunion: Von der Konzeption zur Gestaltung. Beihefte zu Kredit und Kapital*, Nr. 14, S. 41-58.
- Wirtschafts- und Sozialausschuss der Europäischen Gemeinschaften (1998): *Stellungnahme der Fachgruppe Wirtschafts-, Finanz- und Währungsfragen zum Thema "Beschäftigung und Euro"*. Brüssel.
- Wochenbericht des DIW (2003): „*Tendenzen der Wirtschaftsentwicklung 2003/2004*“, Nr. 27-28
- WSI-Tarifarchiv, Tarifverhandlungssysteme in Europa.
http://www.boeckler.de/wsi/tarchiv/europa/tsystem/alle_laender.htm



DIW Berlin

Deutsches Institut
für Wirtschaftsforschung

DIW Berlin: Politikberatung kompakt

8

ANHANG

**Auswirkungen von länderspezifischen
Differenzen in der Lohn-, Preisniveau-
und Produktivitätsentwicklung auf
Wachstum und Beschäftigung in den
Ländern des Euroraums**

Ulrich Fritsche
Camille Logeay
Kirsten Lommatzsch
Katja Rietzler
Sabine Stephan
Rudolf Zwiener

unter Mitarbeit von
Cansel Kiziltepe und
Christian Proaño-Acosta

Endbericht

**Forschungsprojekt im Auftrag des
Bundesministers für Wirtschaft und Arbeit**

Berlin, April 2005



Anhang

Auswirkungen von länderspezifischen Differenzen in der Lohn-, Preisniveau- und Produktivitäts- entwicklung auf Wachstum und Beschäftigung in den Ländern des Euroraums

Im Auftrag des
Bundesministers für
Wirtschaft und Arbeit

Ulrich Fritsche
Camille Logeay
Kirsten Lommatzsch
Katja Rietzler
Sabine Stephan
Rudolf Zwiener
unter Mitarbeit von
Cansel Kiziltepe und
Christian Proaño-Acosta

Berlin, April 2005

ANHANG I ZUM DEUTSCHEN ARBEITSMARKTMODUL UND LOHN-, PREIS- UND BESCHÄFTIGUNGSGLEICHUNGEN IM MEHR-LÄNDER-MODELL	5
1.1 Variablenverzeichnis	5
1.2 Deutsches Arbeitsmarktmittel	11
1.2.1 Theorie	11
1.2.2 Daten für Deutschland	17
1.2.3 Einheitswurzeltests (1980-2002)	18
1.2.4 Modell für Deutschland	19
1.3 Herleitung der Arbeitsnachfrage bei unterschiedlichen Produktionsfunktionen und Annahmen.	35
1.4 Stabilität und Prognosequalität der Lohn-, Preis- und Beschäftigungsgleichungen in dem 3-Länder-Modell.....	37
1.4.1 Lohngleichung	37
1.4.2 Preisgleichung.....	57
1.4.3 Beschäftigungsgleichung	72
ANHANG II MENGEN UND PREISE IM AUßENHANDEL	86
1.5 Deutschland -- Warenexporte in die EWU	86
1.6 Deutschland -- Warenexporte nach Großbritannien.....	89
1.7 Deutschland -- Warenexporte in die USA.....	92
1.8 Deutschland -- Warenexporte in die übrige Welt	95
1.9 Deutschland -- Dienstleistungsexporte	98
1.10 Deutschland -- Warenimporte	101
1.11 Deutschland -- Dienstleistungsimporte	103
1.12 Deutschland -- Importpreise.....	105
1.13 Deutschland -- Exportpreise	107
1.14 Frankreich -- Warenexporte in die EWU	109
1.15 Frankreich -- Warenexporte in die übrige Welt (Nicht-EWU-Länder).....	111
1.16 Frankreich -- Dienstleistungsexporte	114
1.17 Frankreich -- Importe	117
1.18 Frankreich -- Importpreise.....	119
1.19 Frankreich -- Exportpreise	121
1.20 Spanien --Warenexporte in die EWU	123
1.21 Spanien --Warenexporte in die übrige EU	125
1.22 Spanien -- Warenexporte die USA	127
1.23 Spanien -- Warenexporte in die übrige Welt.....	129
1.24 Spanien -- Importe.....	131
1.25 Spanien -- Importpreise	133
1.26 Spanien -- Exportpreise	135
1.27 Niederlande -- Warenexporte in die EWU	137
1.28 Niederlande -- Warenexporte in die übrige Welt (Nicht-EWU-Länder)	139
1.29 Niederlande -- Dienstleistungsexporte	142
1.30 Niederlande -- Importe.....	144
1.31 Niederlande -- Importpreise	146
1.32 Niederlande -- Exportpreise.....	148

ANHANG I

Zum deutschen Arbeitsmarktmodul und Lohn-, Preis- und Beschäftigungsgleichungen im Mehr-Länder-Modell

1.1 Variablenverzeichnis

Die Variablen in der unten stehenden Liste wurden bei den im Gutachten vorgestellten Schätzungen verwendet. Zusätzlich treten in den einzelnen Gleichungen noch Dummy-Variablen, deterministische Trends und Kombinationen daraus auf. Diese haben unabhängig von den jeweiligen Ländern Bezeichnungen, die wie folgt zu interpretieren sind:

- -Z1, Z2 und Z3 sind zentrierte Saisondummies. (zentriert bedeutet, dass von den gewöhnlichen Saisondummies in jedem Quartal 0,25 abgezogen wurde, so dass der Mittelwert 0 ergibt).
- SJJQQ oder SDJJQQ bezeichnen Sprungdummies (dabei steht JJ für das Jahr, und QQ für das Quartal, die Variable ist dann bis zu diesem Quartal 0 und danach 1 bzw. umgekehrt)
- Z1SD, Z2SD, Z3SD sind die zentrierten Saisondummies multipliziert mit einer Stufendummy. Sie werden benutzt, um das plötzliche Verschwinden / bzw. eine plötzliche Änderung eines Saisonmusters (in den Spanischen Reihen) zu modellieren.
- KTJJQQ bezeichnet einen Trend, der im Quartal QQ des Jahres JJ beginnt. Er wird gebraucht, um Trendbrüche zu modellieren. KTJJQQI bezeichnet einen Trend, der mit dem ersten Quartal des Schätzzeitraumes beginnt und im Quartal QQ des Jahres JJ endet.

Die folgende Liste führt die verwendeten Variablen in alphabetischer Reihenfolge ihrer in den Gleichungen verwendeten Abkürzungen auf. Sie gibt jeweils eine verbale Kurzbeschreibung der Variable und die verwendete Quelle. Zum Teil wurden Variablen am DIW Berlin selbst berechnet. In diesem Fall wird als Quelle DIW-Berechnung angegeben. In Klammern finden sich dann die dabei verwendeten Datenquellen.

Anhang I

Bezeichnung	Beschreibung	Quelle
DE_COEEALT	Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer in Deutschland (für die ALT-Bezeichnung siehe beide_ealt)	DIW
DE_DISPY95	reales verfügbares Einkommen	DIW-Berechnung
DE_EEALT	Abhängig Beschäftigte in Deutschland (vor 1991 sind die Arbeitsmarktdaten aus der DIW-VGR genommen und nicht die ESG95-revidierte Daten für Westdeutschland vom statistischen Bundesamt, deshalb die ALT-Bezeichnung)	DIW, Statistisches Bundesamt
DE_GDP95	Deutsches Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1995	DIW
DE_GWAGEEALT	Bruttolohn- und Gehaltssumme je abh. Beschäftigte in Deutschland (für die ALT-Bezeichnung siehe bei de_ealt)	DIW, Statistisches Bundesamt
DE_IFC95	Deutsche Bruttoanlageinvestitionen in Preisen von 1995	DIW
DE_MG95	Deutsche Warenimporte in Preisen von 1995	DIW
DE_NAW_US	Nominaler Außenwert der DM gegenüber dem US Dollar	Deutsche Bundesbank
DE_PGDP	Deflator des deutschen Bruttoinlandsprodukts	DIW
DE_PGESDEF	Deflator der deutschen Gesamtnachfrage	DIW
DE_PM	Deflator der deutschen Güter- und Dienstleistungsimporte	DIW
DE_PRODEEALT	Produktivität je abh. Beschäftigte in Deutschland (für die ALT-Bezeichnung siehe bei de_ealt)	DIW
DE_PX	Deflator der deutschen Güter- und Dienstleistungsexporte	DIW
DE_RAW_19	Realer Außenwert der DM gegenüber den Währungen von 19 Industrieländern	Deutsche Bundesbank
DE_RAW_EWU	Realer Außenwert der DM gegenüber den EWU-Ländern	DIW-Berechnung (OECD, Deutsche Bundesbank)
DE_RS3M_CL	Kurzfristiger Zins (3 Monate) für Deutschland	Eurostat
DE_S9101BISR	Dummy Variable (=1 von 1980:1 bis 1990:4 und 0 ab 1991Q1)	DIW
DE_ULC	Lohnstückkosten in Deutschland	DIW
DE_URALT	Arbeitslosenquote in Deutschland (für die ALT-Bezeichnung siehe bei de_ealt)	DIW, Bundesagentur für Arbeit

Anhang I

DE_XG95	Deutsche Warenexporte in Preisen von 1995	DIW
DE_XG95_EWU	Deutsche Güterexporte in die EWU in Preisen von 1995	DIW
ECU	ECU-Kurs der spanischen Peseta	DIW-Berechnung (Deutsche Bundesbank)
ES_CPI	Spanischer Verbraucherpreisindex	OECD
ES_EE	Abhängig Beschäftigte in Spanien	INE
ES_EU7_PC	Durchschnittlicher Deflator der privaten Konsumausgaben in den acht größten EWU-Ländern ohne Spanien	DIW-Berechnung (Eurostat)
ES_GDP95	Spanisches Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1995	INE
ES_GYEEE	Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer in Spanien	DIW-Berechnung (INE)
ES_IMEQ95	Spanische Ausrüstungsinvestitionen in Preisen von 1995	INE
ES_M95	Spanische Güter- und Dienstleistungsimporte in Preisen von 1995	INE
ES_NAWREU	Nominaler effektiver Außenwert der spanischen Peseta gg. den Währungen der EU-Länder außerhalb des Euroraumes (Index: 1995=100)	DIW-Berechnung (EZB, IWF)
ES_PC	Deflator der spanischen privaten Konsumausgaben	
ES_PGDP	Deflator des spanischen Bruttoinlandsproduktes	DIW-Berechnung (Eurostat)
ES_PGPPM	Quotient aus BIP-Deflator und Importdeflator als Maß für die relativen Importpreise, Spanien	DIW-Berechnung (INE)
ES_PM	Deflator der spanischen Güter- und Dienstleistungsimporte	DIW-Berechnung (INE)
ES_PRODET	Produktivität je Erwerbstätiger in Spanien	DIW-Berechnung (INE)
ES_RAW	Realer effektiver Außenwert der spanischen Peseta gg. über einem breiten Länderkreis	MINECO
ES_RAW_EWU	Realer Außenwert der Peseta gegenüber den EWU-Ländern	DIW-Berechnung (OECD, IMF, Deutsche Bundesbank)
ES_RAWUS	Realer Außenwert der spanischen Peseta gg. dem US-Dollar	DIW-Berechnung

Anhang I

	(Index 1995=100)	(MINECO, OECD)
ES_RWEE	Spanischer Reallohn (= nominales Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer dividiert durch den Deflator der privaten Konsumausgaben)	DIW-Berechnung (INE)
ES_ULC	Lohnstückkosten in Spanien	DIW-Berechnung (INE)
ES_X95	Spanische Güter- und Dienstleistungsexporte in Preisen von 1995	INE
ES_XG95_EWU	Spanische Güterexporte in die EWU in Preisen von 1995	DIW-Berechnung (INE, MINECO)
ES_XG95_REU	Spanische Güterexporte in die EU-Länder außerhalb des Euroraumes in Preisen von 1995	DIW-Berechnung (INE, MINECO)
ES_XG95_ROW	Spanische Güterexporte in die übrige Welt in Preisen von 1995	DIW-Berechnung (INE, MINECO)
ES_XG95_US	Spanische Güterexporte in die USA in Preisen von 1995	DIW-Berechnung (INE, MINECO)
ES_XS95	Spanische Dienstleistungsexporte in Preisen von 1995	INE
EU8ODE_IFC95	Bruttoanlageinvestitionen der acht größten EWU-Länder ohne Deutschland in Preisen von 1995	DIW-Berechnung Eurostat
EU8OFR_GDP95	Bruttoinlandsprodukt der acht größten EWU-Länder ohne Frankreich in Preisen von 1995	DIW-Berechnung Eurostat
EU8OFR_IMEQ95	Ausrüstungsinvestitionen der acht größten EWU-Länder ohne Frankreich in Preisen von 1995	DIW-Berechnung Eurostat
EU8ONL_M95	Güter- und Dienstleistungsimporte der acht größten EWU-Länder ohne die Niederlande in Preisen von 1995	DIW-Berechnung Eurostat
EWUOES_DTOT95	Gesamtnachfrage (=Konsumausgaben + Bruttoinvestitionen + Exporte) der EWU-Länder ohne Spanien in Preisen von 1995	DIW-Berechnung (Eurostat, EU-Kommission)
FR_EE	Abhängig Beschäftigte in Frankreich	Eurostat
FR_GDP95	Französisches Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1995	Eurostat
FR_GWAGEE	Bruttolohn- und Gehaltssumme je abh. Beschäftigte in Frankreich	Eurostat
FR_IFC95	Französische Bruttoanlageinvestitionen in Preisen von 1995	Eurostat
FR_M95	Französische Güter- und Dienstleistungsimporte in Preisen	Eurostat

Anhang I

	von 1995	
FR_NAW_US	Realer Außenwert des Franc gegenüber dem US Dollar	IMF
FR_PC	Deflator der französischen privaten Konsumausgaben	DIW-Berechnung (Eurostat)
FR_PGESDEF	Deflator der französischen Gesamtnachfrage	DIW-Berechnung (Eurostat)
FR_PM	Deflator der französischen Güter- und Dienstleistungsimporte	DIW-Berechnung (Eurostat)
FR_PRODEE	Produktivität je Beschäftigter in Frankreich	DIW-Berechnung (Eurostat)
FR_PX	Deflator der französischen Güter- und Dienstleistungsexporte	
FR_REEV_CPI	Realer effektiver Außenwert des Franc gegenüber 24 Industrieländern (bereinigt um Inflationsunterschiede gemessen durch CPI)	Eurostat
FR_REEV_EWU	Realer effektiver Außenwert des Franc gegenüber den EWU-Ländern	DIW-Berechnung (IMF, OECD)
FR_RS3M_CL	Kurzfristiger Zins in Frankreich (3 Monate)	Eurostat
FR_ULC	Lohnstückkosten in Frankreich	DIW-Berechnung (Eurostat)
FR_UR	Arbeitslosenquote in Frankreich	Eurostat
FR_X95	Französische Güter- und Dienstleistungsexporte in Preisen von 1995	Eurostat
FR_XG95_EWU	Französische Güterexporte in die EWU in Preisen von 1995	Eurostat
NL_C95	Private Konsumausgaben in den Niederlanden in Preisen von 1995	Eurostat
NL_EE	Abhängig Beschäftigte in den Niederlanden	Eurostat
NL_GDP95	Niederländisches Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1995	Eurostat
NL_GYEE	Arbeitnehmerentgelte in den Niederlanden	Eurostat
NL_GYEEE	Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer in den Niederlanden	DIW-Berechnung (Eurostat)
NL_M95	Niederländische Güter- und Dienstleistungsimporte in Preisen von 1995	Eurostat

Anhang I

NL_NEEV_US	Nominaler Außenwert des niederländischen Gulden gegenüber dem US Dollar	IMF
NL_PC	Deflator der niederländischen privaten Konsumausgaben	DIW-Berechnung (Eurostat)
NL_PGDP	Deflator des niederländischen Bruttoinlandsproduktes	DIW-Berechnung (Eurostat)
NL_PGESDEF	Deflator der niederländischen Gesamtnachfrage	DIW-Berechnung (Eurostat)
NL_PM	Deflator der niederländischen Güter- und Dienstleistungsimporte	DIW-Berechnung (Eurostat)
NL_PRODEE	Produktivität je Beschäftigter in den Niederlanden	DIW-Berechnung (Eurostat)
NL_PX	Deflator der niederländischen Güter- und Dienstleistungsexporte	Eurostat
NL_REEV_MEIC	Realer effektiver Außenwert des Gulden gegenüber den Währungen eines breiten Länderkreises	OECD
NL_RS3M_CL	Kurzfristiger Zins in den Niederlanden (3 Monate)	Eurostat
NL_UR	Arbeitslosenquote in den Niederlanden	Eurostat
NL_X95	Niederländische Güter- und Dienstleistungsexporte in Preisen von 1995	Eurostat
NL_XG95_EWU	Niederländische Güterexporte in die EWU in Preisen von 1995	IMF, Eurostat
Oil\$	Ölpreis (Sorte: Brent) in US Dollar	IWF
REU_DTOT95	Gesamtnachfrage der EU-Länder außerhalb des Euroraumes (Konsum+Investitionen+Exporte) in Preisen von 1995	DIW-Berechnung (Eurostat, EZB)
ROW_GDP	Bruttoinlandsprodukt der übrigen Welt (Welt ohne EU und USA) in Preisen von 1995 (zum US-Dollar-Kurs von 1995)	DIW-Berechnung (IWF, EZB, Eurostat)
US_DTOT95	Gesamtnachfrage der USA (Konsum+Investitionen+Exporte) in Preisen von 1995	Eurostat
USD	US Dollarkurs der spanischen Peseta	MINECO

1.2 Deutsches Arbeitsmarktmodul

1.2.1 Theorie

1.2.1.1 Stilisierte Fakten, die sich im Modell widerspiegeln sollen

Nicht-Neutralität der Geldpolitik, d.h. dass die Geldpolitik Auswirkungen auf die Nairu bzw. das Potential hat. Wirkungsmechanismus: In der kurzen Frist beeinflussen Inflation/Nominalzins/Geldmenge den Realzins, der dann wiederum die Nairu beeinflusst.

In der Investitionsfunktion wird nur der *nominale* langfristige Zins berücksichtigt. Der Link zwischen Geldpolitik und nominalem langfristigen Zins wird im Modell über die Zinsstrukturgleichung hergestellt.

Partielle Hysteresis, d.h. dass die Arbeitslosigkeit recht persistent ist und Anpassungen sich folglich nur langsam vollziehen. Im Modellzusammenhang bedeutet dies, dass die um eine Periode verzögerte Arbeitslosenquote (ur_{t-1}) ein Erklärungsfaktor für die Nairu ist.

Asymmetrische Wirkung der Geldpolitik im Verlauf des Konjunkturzyklus, d.h. dass der Realzins die Nairu in Zeiten schwächerer (guter) Konjunktur stärker (weniger stark) beeinflusst. In dieser Annahme spiegelt sich die Insider/Outsider-Hypothese wider: In einer Aufschwungsphase können die Insider höhere Löhne durchsetzen und schreiben damit ein höheres Lohnniveau fest. Da das neue Lohnniveau nach unten starr ist, wird in einer Rezessionsphase tendenziell Beschäftigung abgebaut. Um diese Asymmetrie in der Gleichung für die Lohnsetzung zu modellieren, wird eine neue Zeitreihe ($ur*Ind$) dadurch konstruiert, dass die Zeitreihe für die Arbeitslosenquote mit einer Indikatorzeitreihe multipliziert wird, die in Aufschwungsphasen den Wert Null und in Rezessionsphasen den Wert Eins annimmt.

1.2.1.2 Theoretischer Ansatz

Der theoretische Ansatz basiert auf der Arbeit von Layard/Jackman/Nickell (1991), allerdings wurden Modifikationen (CES-Produktionsfunktion, Indikatorvariable) vorgenommen. Die zwei wichtigsten Gleichungen des Modells sind die Arbeitsnachfrage (L^d oder PS) und die Lohnsetzung (WS). Im folgenden werden kurz die theoretischen Gedanken erläutert, auf denen sie beruhen.

1. Die Arbeitsnachfrage (oder L^d) wird aus dem Gewinnmaximierungskalkül eines repräsentativen Unternehmers hergeleitet. Dafür wird von einer Produktionsfunktion ausgegangen, die die Form einer linear-homogenen CES-Funktion mit den Einsatzfaktoren Arbeit (L) und Kapital (K) annimmt.

$$F(L, K) = Y = [\alpha L^\rho + (1-\alpha)K^\rho]^{1/\rho}$$

Angenommen wird, dass sich die Volkswirtschaft als ganze wie ein gewinnmaximierendes Unternehmen verhält. Die optimalen Faktoreinsatzmengen werden dadurch ermittelt, dass man die gesamtwirtschaftliche Gewinnfunktion maximiert. Die Bedingungen für eine Gewinnmaximum besagen, dass von jedem Faktor so viel eingesetzt wird, so dass dessen Wertgrenzprodukt gleich dem Faktorpreis ist, also

$$P = \partial F(L, K) / \partial L * W,$$

wobei P für den Outputpreis und W für den Nominallohn steht. Da

$$\partial F(L, K) / \partial L = \alpha(Y/L)^{1-\rho},$$

lautet die Bedingung für das Gewinnmaximum

$$\alpha(Y/L)^{1-\rho} = W/P,$$

wobei W/P der Reallohn ist. Wenn man diesen Ausdruck logarithmiert und nach dem Faktor Arbeit auflöst, erhält man die Gleichung für die Arbeitsnachfrage:

$$\ln(L) = 1/(1-\rho) [\ln(\alpha) - \ln(W/P) + (1-\rho)\ln(Y)].$$

Ersetzt man jetzt $1/(1-\rho) = \sigma$, dann lautet dieser Ausdruck:

$$\ln(L) = \sigma \ln(\alpha) + \ln(Y) - \sigma \ln(W/P).$$

Bei einer CES-Produktionsfunktion ist die Lohnquote nicht konstant, wie das bei der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion der Fall ist, sondern gleich $\alpha^\sigma (W/P)^{1+\sigma}$. Ein direkter Test für CES versus Cobb-Douglas lässt sich durchführen, indem man die Lohnquote auf Stationarität testet.

Im Falle monopolistischer Konkurrenz lautet die Nachfrage nach dem Faktor Arbeit:

$$\ln(L) = \sigma \ln(\alpha * \text{mark-up}) + \ln(Y) - \sigma \ln(W/P) \quad (1)$$

Gleichung (1) ist die Arbeitsnachfrage-Gleichung (L^d). Sie wird oftmals auch nach P aufgelöst und trägt dann den Namen PS (für Price Setting). In ihrer PS-Form ist sie praktischer, um die

Nairu abzuleiten und wir formulieren sie deshalb in diesem Abschnitt entsprechend um. Es ist ein und dieselbe Gleichung, nur anders aufgelöst.

$$\text{PS: } \ln(P) = \ln(W) - \ln(\alpha \cdot \text{mark-up}) - 1/\sigma \ln(Y/L)$$

Großbuchstaben stehen für die absoluten Niveaus und Kleinbuchstaben für logarithmierte Variablen (mit Ausnahme der Arbeitslosenquote ur). PS lässt sich also wie folgt schreiben:

$$\text{PS: } p = w - \ln(\alpha \cdot \text{mark-up}) - 1/\sigma (y-l)$$

Nach Layard/Jackman/Nickell (1991) kann der mark-up prozyklisch variieren und von der Wettbewerbsfähigkeit einer Volkswirtschaft beeinflusst werden. Deshalb wird er wie folgt geschrieben:

$$b'_0 = \sigma \ln(\alpha \cdot \text{mark-up}) = b_0 + b_1 \cdot c - b_2 \cdot ur,$$

wobei c den realen Außenwert der Währung¹ und ur die Arbeitslosenquote bezeichnet. Wir nehmen aber der Einfachheit halber an, dass der mark-up azyklisch ist (also $b_2=0$).

2. Die Lohngleichung (WS: Wage Setting) wird aus einer Verhandlung (Nash) zwischen einem repräsentativen Arbeitnehmer (oder der Gewerkschaft) und einem repräsentativen Unternehmer (oder dem Arbeitgeberverband) hergeleitet. Die Arbeitnehmer maximieren dabei ihren Nutzen, der von ihrem Reallohn und dem Reservationslohn abhängt. Diese letzte Variable hängt wiederum von strukturellen Variablen ab, wie dem Lohnkeil, der Replacement Ratio, ... also Lohnpush-Variablen, die hier unter der Bezeichnung Z_w zusammengefasst sind. Der Unternehmer maximiert seinen Gewinn wie bei der PS-Herleitung. Die Durchsetzungskraft des Arbeitnehmers gegenüber dem Unternehmer wird (wie so oft) anhand der Arbeitslosenquote modelliert. In die WS-Gleichung gehen also die strukturellen Variablen (Z_w), die PS-Variablen (c , $y-l$) und die Arbeitslosenquote (ur) ein. Die Arbeitslosenquote wird aber mit drei Termen eingefügt, damit die Nairu bestimmte Eigenschaften besitzt: im Niveau (ur), in ersten Differenzen (Δur), und multipliziert mit einer Indikatorvariablen ($\Delta ur \cdot \text{Ind}_{\Delta ur > 0}$). Die WS-Gleichung lautet also:

$$\text{WS: } w-p = c_0 - c_1 \cdot ur - c_2 \cdot \Delta ur - c_{22} \cdot \Delta ur \cdot \text{Ind}_{\Delta ur > 0} + c_3 \cdot (y-l) + c_4 \cdot c + Z_w$$

Dabei soll c_1 die Stärke der Reallohnrigidität messen und c_2 den Persistenzgrad.

Daraus wird die Nairu hergeleitet (WS in PS einsetzen und nach ur lösen):

$$\text{PS: } p-w = a_0 + a_4 \cdot c - a_3 \cdot (y-l)$$

$$a_0 = -b'_0/\sigma, \quad a_4 = -b_1/\sigma, \quad a_3 = 1/\sigma$$

$$\text{WS: } w-p = c_0 - c_1 \cdot ur - c_2 \cdot \Delta ur - c_{22} \cdot \Delta ur \cdot \text{Ind}_{\Delta ur > 0} + c_3 \cdot (y-l) + c_4 \cdot c + Z_w$$

¹ Der reale Außenwert ist definiert als: $c = e + p^* - p$, wobei gilt: e = Wechselkurs, p^* = Preisniveau im Ausland und in ausländischer Währung und p = Preis im Inland in nationaler Währung. Eine Erhöhung von e bedeutet eine Aufwertung der nationalen Währung.

$$ur^* = \frac{a_0 + b_0 + (c_3 - a_3) * (y - l) + (a_4 + c_4) * c + Z_w + (c_2 + c_{22} * Ind_{\Delta ur > 0}) * ur_{-1}}{c_1 + c_2 + c_{22} * Ind_{\Delta ur > 0}}$$

Damit werden zwei Anforderungen, die in Abschnitt 1.1.1 an das Modell gestellt wurden, erfüllt: die Nairu (ur^*) ist von der Vergangenheit der Arbeitslosenquote abhängig (mit dem Koeffizient $c_2 + c_{22} * Ind$), dies entspricht dem dritten Punkt in Abschnitt 1.1.1. Des weiteren ist die asymmetrische Reaktion auf positive bzw. negative Schocks durch die Indikatorvariable eingebaut, was dem Punkt vier in Abschnitt 1.1.1 entspricht.

1.2.1.3 Anmerkungen

In Layard/Jackman/Nickell (1991, im folgenden LJN) sind PS und L^d weitgehend gleich (Ausdruck des selben Optimierungskalküls).

Im Rahmen einer open economy werden externe Faktoren in die mark-up Setzung eingebaut (LJN (1991), S. 385). "It has been suggested that a rise in international competitiveness c makes the demand facing domestic firms less elastic (see e.g. Bhaskar, 1988), and, if this is the case, then the price mark-up on marginal cost will be increasing in c ."

Für WS gilt folgende Argumentation: "Turning to wage-bargaining, recall that among the wage pressure variables there is the real wage resistance effect generated by the wedge between product wages and consumption wages. This wedge includes not only taxes on labour but also the discrepancy between the GDP deflator and the consumer price index (p_c). In addition to excise taxes, this depends on the real price of imports, $e + p_m^* - p$." (S. 385)

Übrigens sind in Z_w neben diesen Keil-Variablen auch institutionelle Variablen enthalten.

Wenn nicht-konstante Skalenerträge modelliert werden sollen, wird der Koeffizient vor y in L^d nicht gleich Eins, und in WS/PS taucht dann ein extra " l "-Term auf. Allerdings ist dies schwierig zu interpretieren.

In Lindbeck (1993) wird diese Modellierung weitgehend übernommen. Bestätigt wird, dass L^d und PS eigentlich dieselbe Gleichung - in umgekehrter Reihenfolge aufgelöst - sind.

In Manning (1993) wird argumentiert, dass WS nicht identifiziert ist, da alle Variablen von PS enthalten sind. Dies lösen wir (wie van der Horst, 2002), indem wir nicht die gleichen Lohngrößen für PS (L^d) und WS nehmen. In WS wird der Bruttolohn verwendet und in PS sind es die Lohnkosten (Arbeitnehmerentgelte/Beschäftigte). Für Spanien und die Niederlande war dies nicht möglich, da für die Bruttolöhne keine langen Zeitreihen verfügbar waren. Die Gleichungen für die Niederlande sind identifiziert, da keine Produktivitätsvariable in PS aber in WS präsent ist und die Importpreise in PS enthalten sind, nicht aber in WS. Für Spanien wird WS in Termini des CPI geschrieben (es besteht aber eine Kointegrationsbeziehung zwischen CPI und Konsumpreisdeflator) und PS enthält Importpreise und Produktivitätsvariablen, die in WS nicht enthalten sind

Erwartungen werden hier adaptativ modelliert. Es gibt inzwischen viele Erfahrung in der Schätzung von vorwärts gerichteten Erwartungen, insbesondere im Rahmen von Phillips-Kurve-Schätzungen (Stichwort: neu-keynesianische Phillips-Kurven). Eine Bewertung dieser empirischen Literatur lässt viele Zweifeln daran entstehen, ob die Erträge einer solchen Modellierung die Kosten ihrer Implementierung wirklich decken. Um nur einige prominenten Ökonomen auf dem Gebiet zu zitieren:

"In essence, this says that if we assume that price-setters used inflation expectations that are roughly consistent with the historical interactions among inflation, real output, and interest rates, those expectations were not important inputs to price decisions." (Fuhrer 1997, S. 344)

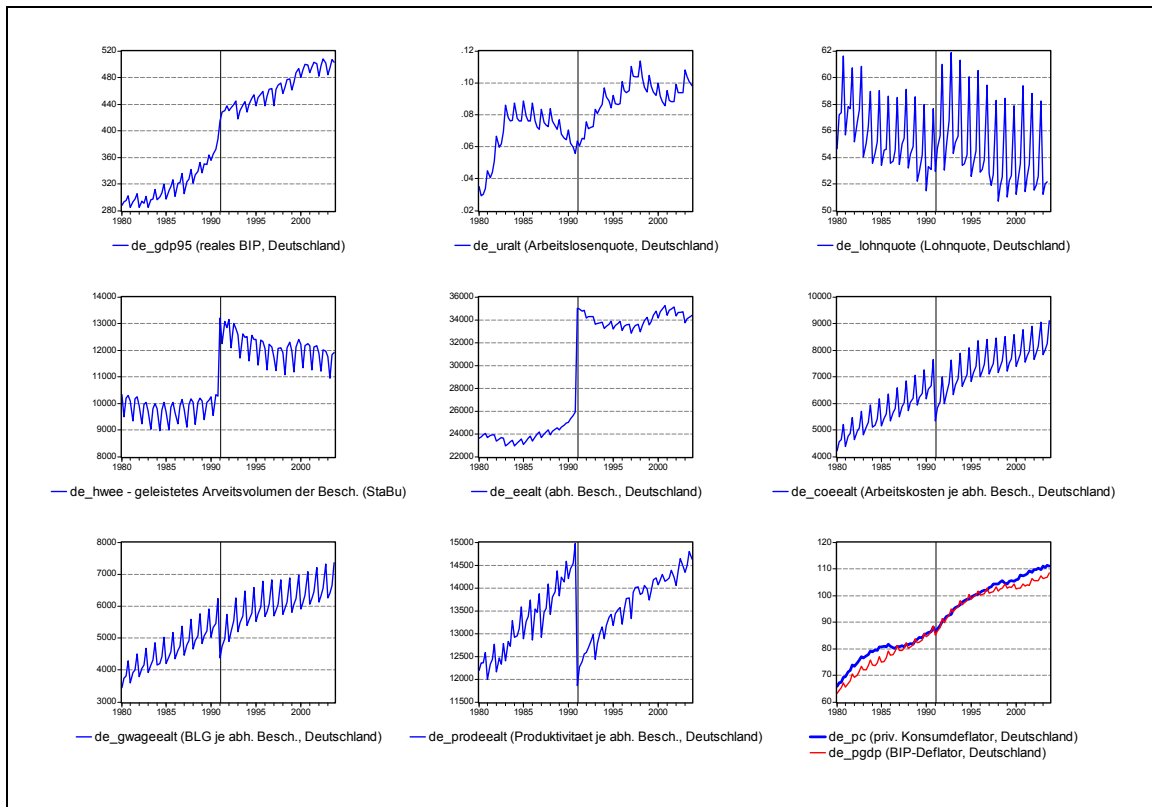
“There is a simple way to reconcile the new Keynesian Phillips curve with the data: adaptive expectations. [...] In light of all this media coverage of monetary policy, it is odd to assert that expectations about inflation are formed without incorporating this news [central bank actions]. Yet the assumption of adaptive expectations is, in essence, what the data are crying out for.” (Mankiw 2001, S. C59)

Aus diesem Grund wurden adaptive Erwartungen verwendet.

Ziel ist hier eine gute Anpassung an die Daten zu erreichen. Deshalb werden Homogenitätsbedingungen und Koeffizienten prinzipiell nicht restringiert. Diese Bedingungen ergeben sich eh aus relativ restriktiven Modellen, wie oben gesehen (schon allein mit einer CES-Produktionsfunktion bleiben im Gleichgewicht die Lohnstückkosten nicht konstant und die Einser-Restriktion der Löhne in der Arbeitsnachfrage wird aufgehoben

1.2.2 Daten für Deutschland

Die Daten sind nicht saisonbereinigte Quartalswerte für Westdeutschland bis einschließlich 1990 und für Gesamtdeutschland ab 1991.



Variablenverzeichnis für Deutschland (de_Variablename):

gdp95: reales BIP (in Preisen von 1995, in Mrd. €)

ee(alt): Abh. Beschäftigte (in 1000 Pers.)

et(alt): Erwerbstätige (in 1000 Pers.)

pgdp: BIP-Deflator (1995=100)

pc: privater Konsumdeflator (1995=100)

coe: Arbeitsnehmerentgelte (in Mrd. €)

coee(alt): Lohnkosten je abh. Beschäftigte (coe/ee(alt))

wkpy: Reallohnkosten je abh. Beschäftigte (coee(alt)/pgdp)

gwage: Bruttolohn- und Gehaltssumme (in Mrd. €)

gwagee(alt): Bruttolohn- und Gehaltssumme je abh. Beschäftigte (gwage/ee(alt))

gwkpy: Realbruttolohn (gwagee(alt)/pgdp)

prodee: Produktivität je abh. Beschäftigte (gdp95/ee(alt))

lohnquote: Lohnquote in % ($\text{coe/gdp} \cdot 100$)

1.2.3 Einheitswurzeltests (1980-2002)

Variable (de_...)	Tests	Lags	t-Wert	kritische Werte 1/5/10%	
<i>Lohnquote</i>	ADF mit K.	1 bis 5	-2.29	-3.51/-2.90/-2.59	I(1)
<i>hwee</i>	Perron-A	2,4,5	-3.46 *	-4.32/-3.76/-3.46	I(1)
<i>gdp95</i>	Perron-C	1,2,3,4	-1.45	-4.90/-4.24/-3.96	
	Perron-A	1,4	-1.10	-4.32/-3.76/-3.46	I(1)
	ADF mit K. & T.	1,4	-3.06	-4.07/-3.46/-3.16	
<i>ee</i>	Perron-A	1,4	-2.30	-4.32/-3.76/-3.46	I(1)
<i>prodee</i>	Perron-C	1,2,3,4	-2.83	-4.90/-4.24/-3.96	I(1)
	Perron-A	1,2,3,4	-1.22	-4.32/-3.76/-3.46	I(1)
<i>wkpy</i>	Perron-C	1,4,5	-5.91***	-4.90/-4.24/-3.96	trend-stat
<i>gwageealt</i>	Perron-C	4,5	-6.50***	-4.90/-4.24/-3.96	trend-stat
<i>gwkpy</i>	Perron-C	4,5	-6.84***	-4.90/-4.24/-3.96	trend-stat
	Perron-A	4,5	-5.42***	-4.32/-3.76/-3.46	trend-stat
<i>ur</i>	Perron-A (viele Autokorr.)	1,2,4,5	-4.31**	-4.32/-3.76/-3.46	I(0)
	ADF mit K.	1,2,4,5	-2.39	-3.51/-2.90/-2.59	I(1)
Die Tests werden stets auf Autokorrelationen und Normalität geprüft					
*(**)(***) = H_0 zum 10% (5%) (1%) Niveau verworfen werden					

Da die Lohnquote in Deutschland instationär ist, kann eine Cobb-Douglas-Funktion verworfen werden. Die Trend-Stationarität des Reallohns (*gwkpy* und *wkpy*) wird Probleme verursachen. Wenn ein Trend in der Kointegration berücksichtigt wird, könnte es sein, dass er den Reallohn „rausdrängt“.

1.2.4 Modell für Deutschland

Wir haben 2 Modelle geschätzt: eines in Stunden (mit *hwee*) und eines in Personen (mit *ee*). Das Modell in Stunden war nicht erfolgreich, so dass wir nur das Personen-Modell in dieser Dokumentation präsentieren.

1.2.4.1 Einführende Worte

Es wird nach zwei Kointegrationsbeziehungen gesucht: eine Beschäftigungsgleichung (K1, L^d) und eine Lohnsetzungsgleichung (K2, WS).

	K1: Beschäftigung (L^d)	K2: Lohnsetzung (WS)
Personen-Modell	$K1 = fc[ee, gdp95, wkpy, trend, s9101]$	$K2 = fc[gwkpy, prodee, ur, ohne trend und s9101]$

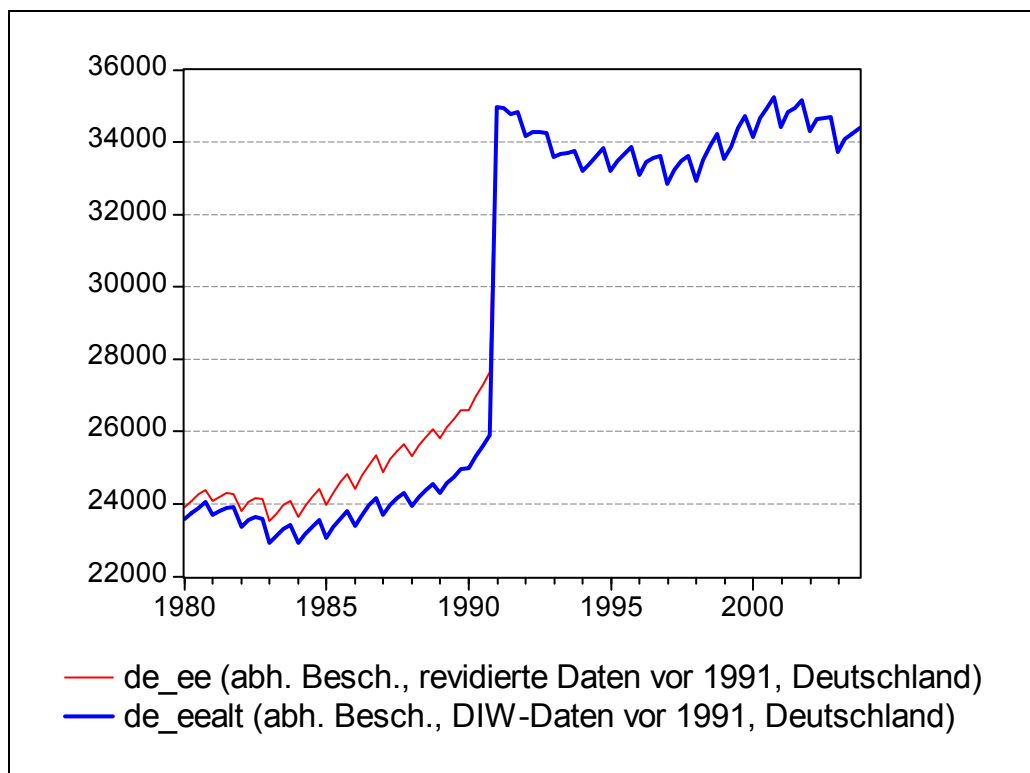
wkpy = Reallohnkosten pro Beschäftigte; Arbeitnehmerentgelte pro Beschäftigte. (*coeealt/pgdp*)

gwkpy = Realbruttolohn pro Beschäftigte; Bruttolohn- und -gehaltssumme pro Beschäftigte. (*gwa-geealt/pgdp*)

Beschäftigungsgleichung (K1): Wir erwarten für die Koeffizienten vor *gdp95* und *wkpy*, dass sie von Eins verschieden sind, da die Lohnquote instationär ist (siehe Teil 1). Die Beschäftigung ist hier die Anpassungsvariable. Dahinter steht das Right-to-manage-Modell (Layard et al. (1991)): erst wenn der Nominallohn als Verhandlungsergebnis zwischen Arbeitgebern und Arbeitnehmern feststeht, und das Preisniveau (von Wettbewerbs/Angebotsbedingungen, Nachfrageerwartungen und Persistenz) bestimmt ist, werden die Unternehmen das Beschäftigungsniveau fixieren, welches dann nicht von der Arbeitslosenquote abhängt.

Lohnsetzungsgleichung (K2): Hier ist der Lohn die Anpassungsvariable. Wenn die Arbeitslosenquote nicht Teil der Kointegrationsbeziehung ist, bedeutet dies vollständige Hysterese am Arbeitsmarkt, was unrealistisch ist. Um die Möglichkeit von Persistenz (Zustand zwischen einem perfekten und einem vollkommen hysteretischen Arbeitsmarkt) zu modellieren, muss in die kurze Frist auch $\Delta(ur)$ einbezogen werden.

In einer Untersuchung, die dieser Studie voraus gegangen ist, hatten wir Schwierigkeiten mit Schätzungen, wo wir die revidierten Daten für Beschäftigte und Erwerbstätige vor 1991 (*de_ee* und *de_et*) als Input verwendet haben. Daher haben wir in dieser Untersuchung für die Zeit vor 1991 weiter mit den nicht revidierten Beschäftigungszahlen des DIW Berlin (*de_eealt* und *de_etalt*) gearbeitet. Sofern die Daten an diese nicht revidierten Daten referieren, werden nicht mit einem Suffix "alt" markiert.



Die Kointegrationsbeziehungen K1 und K2 wurden sowohl im System als auch in Einzelgleichungen geschätzt. Die Ergebnisse für die Systemgleichungen waren nicht stabil, sondern stark davon abhängig, wie die Lag-Länge und die exogenen Variablen (Trend, gebrochener Trend, Impulsdummies i9101, variierendes Saisonmuster, plus diverse andere Impulsdummies) gesetzt wurden. Wir präsentieren deshalb diese Ergebnisse nicht. Die Ergebnisse der Einzelgleichungen waren hingegen robuster. Wir haben stets gefunden, dass die Residuen aus dem Engle-Granger Kointegrationstest $I(0)$ sind. D.h. dass die gesuchte Kointegrationsbeziehung besteht.

1.2.4.2 Beschäftigungsfunktion

Voranalysen

Es wurden Voranalysen gemacht; verschiedene Kointegrationsbeziehungen im Rahmen von Engle-Granger Kointegrationstests (oder auch zweistufiges Verfahren) wurden ausprobiert. Für alle wurde auf die Güte der Kointegration (mit Stationaritätstests auf die Residuen) und auf deren Stabilität (mit rekursive Schätzungen). Wir zeigen insbesondere die Stabilitätstests im nächsten Kapitel (*Stabilität und Prognosqualität der Lohn-, Preis- und Beschäftigungsgleichungen in dem 4-Länder-Modell*).

Fehlerkorrekturgleichung**Deutschland – Beschäftigungsgleichung**

Dependent Variable: DLOG(DE_EEALT)			a_eealt_05 best	
Method: Least Squares				
Date: 06/02/04 Time: 16:04				
Sample(adjusted): 1981:2 2003:4				
Included observations: 91 after adjusting endpoints				
Variable	Coeffi- cient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_EEALT(-1))	-0.128836	0.021016	-6.130416	0.0000
LOG(DE_GDP95(-1))	0.058077	0.017071	3.402135	0.0011
LOG(DE_COEEALT(-1))- LOG(DE_PGDP(-1))	-0.066536	0.030179	-2.204703	0.0306
@TREND*DE_S9101BISR	0.000104	5.54E-05	1.883507	0.0636
DE_S9101	0.025817	0.007204	3.583932	0.0006
C	1.247820	0.208517	5.984256	0.0000
DE_Z1	-0.025211	0.003892	-6.478010	0.0000
DE_Z3	-0.008267	0.002015	-4.103105	0.0001
DE_I9101	0.289991	0.006277	46.20143	0.0000
DE_I9001	0.016663	0.002633	6.327369	0.0000
DE_I8901	0.008432	0.002541	3.317923	0.0014
DE_I9101(-1)	-0.056970	0.020883	-2.728002	0.0080
DE_I9101(-4)	-0.127854	0.024594	-5.198647	0.0000
DLOG(DE_GDP95(- 3))+DLOG(DE_GDP95(-4))	0.037548	0.014428	2.602376	0.0112
DLOG(DE_EEALT(-1))	0.181034	0.060133	3.010552	0.0036
DLOG(DE_EEALT(-4))	0.394363	0.076510	5.154427	0.0000
DLOG(DE_COEEALT(-1))- DLOG(DE_PGDP(-1))	0.065570	0.025486	2.572791	0.0121
DLOG(DE_COEEALT(-2))- DLOG(DE_PGDP(- 2))+DLOG(DE_COEEALT(-3))- DLOG(DE_PGDP(-3))	0.055086	0.013646	4.036801	0.0001
R-squared	0.996007	Mean dependent var		0.004094
Adjusted R-squared	0.995077	S.D. dependent var		0.033740
S.E. of regression	0.002367	Akaike info criterion		-9.078928
Sum squared resid	0.000409	Schwarz criterion		-8.582274
Log likelihood	431.0912	F-statistic		1071.119
Durbin-Watson stat	1.991686	Prob(F-statistic)		0.000000

Kointegration: $\ln(ee) = 0,45 \cdot \ln(gdp95) - 0,52 \cdot [\ln(coe/ee) - \ln(pgdp)]$

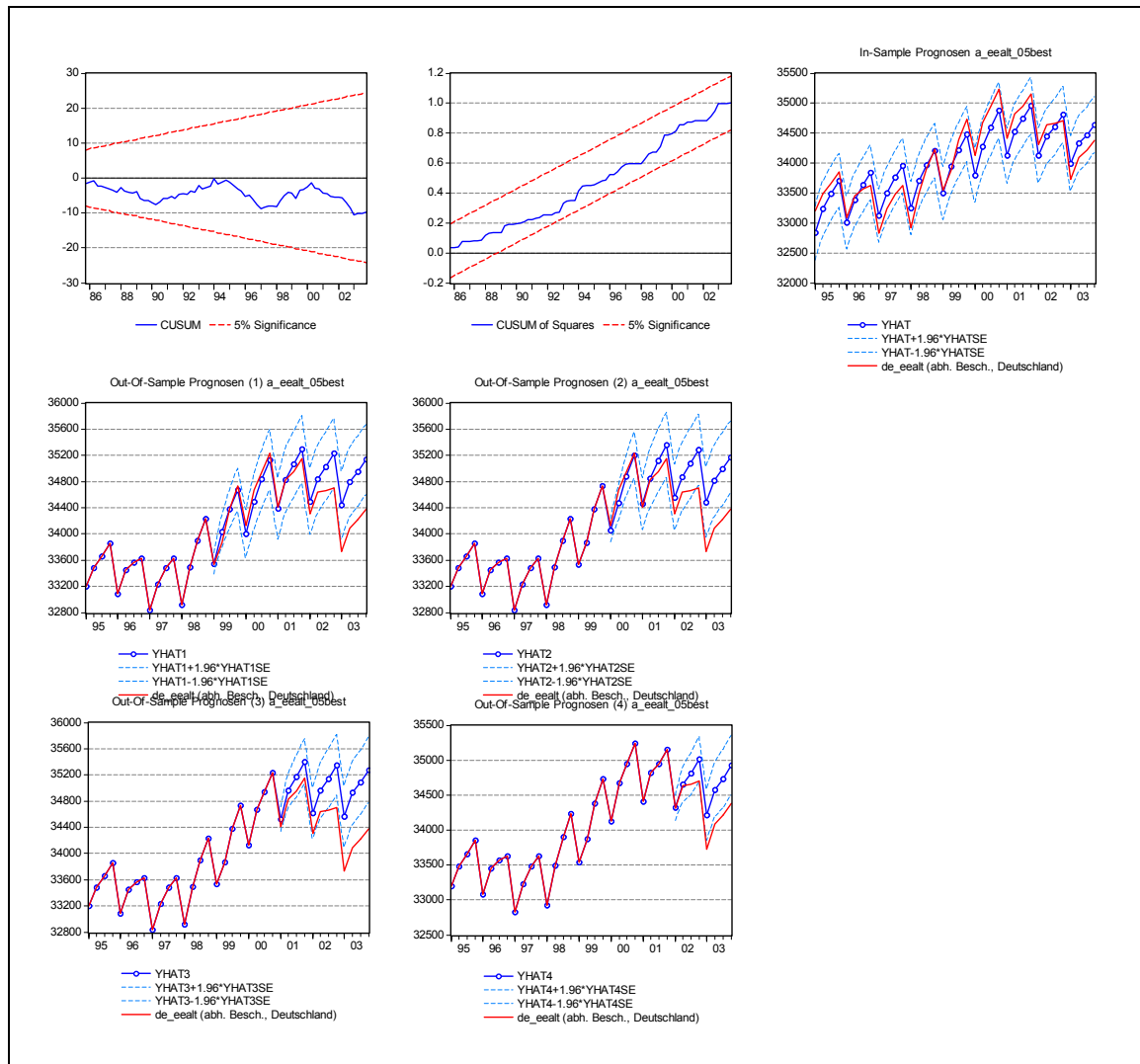
+ 0,00*trend(1980-1990) + 0,20*S9101.

Tests auf Autokorrelation		Tests auf Heteroskedastizitaet	
Prob LM(1) - Obs*R ²	0.987743	Prob ARCH(1) - Obs*R ²	0.207562
Prob LM(2) - Obs*R ²	0.934312	Prob White - Obs*R ²	0.427003
Prob LM(3) - Obs*R ²	0.736874	Test auf Normalitaet	
Prob LM(4) - Obs*R ²	0.852147	Prob Jarque-Bera	0.773396
Prob LM(5) - Obs*R ²	0.91895	Tests auf Stabilitaet	

Anhang I

Prob LM(6) - Obs*R ²	0.883042	Prob Reset(1) - F-test	0.406332	
Prob LM(7) - Obs*R ²	0.921459	CUSUM test ²	0	
Prob LM(8) - Obs*R ²	0.919266	CUSUM ² test	0	
Prob LM(9) - Obs*R ²	0.931808			
Prob LM(10) - Obs*R ²	0.946798	Prognoseguete (dynamic, in-sample, 1980:1 2003:4)		
Prob LM(11) - Obs*R ²	0.912977	Root Mean Squared Error	166.7889	
Prob LM(12) - Obs*R ²	0.297226	Mean Absolute Error	131.8593	
		Mean Absolute % Error	0.42164	
		Theil Inequality Coef.	0.002767	
		Bias Proportion	0.009678	
		Variance Proportion	0.05179	
		Covariance Proportion	0.938531	
Prognoseguete (dynamic, out-of-sample) von JJJ:Q bis 2003:4				
	(1999:1)	(2000:1)	(2001:1)	(2002:1)
Root Mean ² Error	370.0714	437.2356	574.2704	380.3972
Mean Absolute Error	261.4229	333.7273	494.3775	315.0334
Mean Absolute % Error	0.761294	0.971356	1.439053	0.920592
Theil Inequality Coef.	0.005351	0.006298	0.008262	0.005513
Bias Proportion	0.296004	0.430418	0.741113	0.685865
Variance Proportion	0.000001	0.012515	0.024851	0.017534
Covariance Proportion	0.703995	0.557067	0.234036	0.296601

² Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines



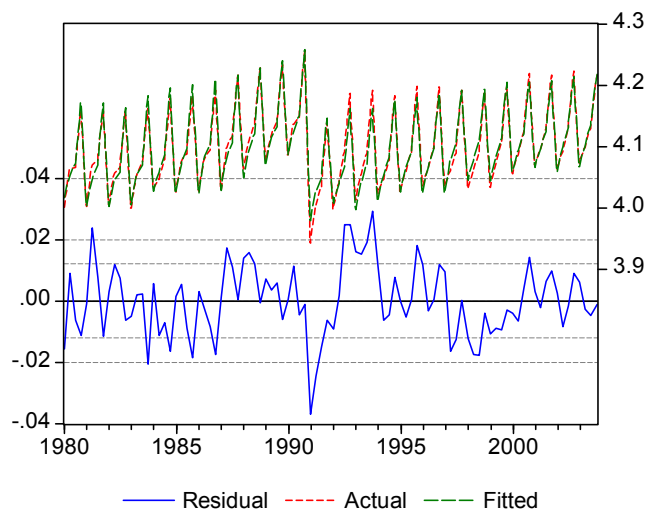
1.2.4.3 Lohnfunktion

Voranalysen

Es wurden Voranalysen gemacht; verschiedene Kointegrationsbeziehungen im Rahmen von Engle-Granger Kointegrationstests (oder auch zweistufiges Verfahren) wurden ausprobiert. Für alle wurde auf die Güte der Kointegration (mit Stationaritätstests auf die Residuen) und auf deren Stabilität (mit rekursive Schätzungen). Wir zeigen insbesondere die Stabilitätstests im nächsten Kapitel (*Stabilität und Prognosqualität der Lohn-, Preis- und Beschäftigungsgleichungen in dem 4-Länder-Modell*).

Hier konnte keine Kointegration freigeschätzt ohne entweder bei Prognosen oder bei Residuentests starke Einbuße einnehmen zu müssen. deshalb wurde eine vorgeschätzte Kointegration in der Fehlerkorrekturgleichung eingesetzt. Diese vorgeschätzte Kointegration ist wie folgt:

Dependent Variable: LOG(DE_GWAGEEALT)-LOG(DE_PGDP)				
Method: Least Squares		a_gwageealt_08k		
Date: 06/03/04 Time: 11:15				
Sample: 1980:1 2003:4				
Included observations: 96				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_PRODEEALT)	0.558479	0.029813	18.73244	0.0000
DE_URALT	-0.424995	0.115514	-3.679176	0.0004
C	-1.171201	0.278339	-4.207822	0.0001
DE_S9101	-0.009483	0.003383	-2.802868	0.0062
Z1	-0.135703	0.004032	-33.65306	0.0000
Z2	-0.109331	0.003572	-30.60980	0.0000
Z3	-0.088929	0.003516	-25.29162	0.0000
R-squared	0.969581	Mean dependent var	4.098856	
Adjusted R-squared	0.967530	S.D. dependent var	0.067075	
S.E. of regression	0.012087	Akaike info criterion	-5.923327	
Sum squared resid	0.013002	Schwarz criterion	-5.736343	
Log likelihood	291.3197	F-statistic	472.7929	
Durbin-Watson stat	1.054050	Prob(F-statistic)	0.000000	



Ein ADF-Test auf diese Residuen ergibt einen t-Wert von $-5,52$ (Verzögerte Endogene mit Lags: 1,2,4,5 und i9101 als Exogene)³, was ausreichend ist, um auf Stationarität der Residuen und somit die Gültigkeit der Kointegrationsbeziehung schließen zu können.

³ Kritischer Wert zu 1% = $-4,46$.

Bei dem Einzelgleichungskointegrationstest (Engle-Granger) ist die Deterministik (vor allem Saisonmuster und Korrektur der Wiedervereinigung) von größter Bedeutung:

Anhang I

Endogene: de_gwageealt/de_pgdp, 1980-2002 Deterministik	Koeffizient von de_ur	Koeffizient von log(de_prodee)
c	-1,64	0,97
c, Saison	-0,72	0,58
c, de_s9101 (keine signifikant)	-1,77	0,98
c, de_s9101, Saison (alle signifikant)	-0,40 (-0,42 mit 2003)	0,54 (0,56 mit 2003)
c, de_s9101, de_i9101(0) (keine sign.)	-1,83	0,95
c, s9101, Saison, i9101(0-4) (s nicht sign.)	-0,83	0,51
c, Saison, i9101(0-4), (alle ok)	-0,90	0,52
c, trend (keine sign.)	-1,44	1,01
c, trend, Saison (alle sign.)	-0,44	0,62
c, trend, s91, Saison, (alle ok bis auf s91)	-0,41	0,40
c, t*s91, Saison (alle OK)	-0,41	0,57
c, i9101(0-4), Saison, (t, s91, t*s91 nicht sign.)	-0,90	0,52
c, Saison, s91, t, t*s91, i91(0-4)	-0,70	0,07 (nicht sign.)
McMorrow (1996) ⁴	-0,49	0,43
Barrell/Dury (2001) ⁵	-3,6	1 (gesetzt)

Fehlerkorrekturgleichung

Deutschland – Lohngleichung

Dependent Variable: DLOG(DE_GWAGEEALT)		a_gwageealt_08		
Method: Least Squares				
Date: 04/05/04 Time: 17:45				
Sample(adjusted): 1981:4 2003:4				
Included observations: 89 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_GWAGEEALT(-1))-LOG(DE_PGDP(-1))-0.5584787393*LOG(DE_PRODEEALT(-1))+0.4249946472*DE_URALT(-1)+1.171200817+0.009483100851*DE_S9101(-1)+0.1357029598*DE_Z1(-1)+0.1093310978*DE_Z2(-1)+0.08892907161*DE_Z3(-1)	-0.227329	0.061979	-3.667818	0.0005
C	0.005601	0.001177	4.758195	0.0000
DE_S9101	-0.005152	0.001334	-3.863380	0.0002
DE_Z1	-0.187107	0.007610	-24.58813	0.0000
DE_Z3	-0.046625	0.002728	-17.09430	0.0000
DE_I9101	-0.181998	0.005996	-30.35102	0.0000
DE_I8402	-0.042396	0.006064	-6.991821	0.0000

⁴ Kieran McMorrow: The Wage Formation Process and Labour Market Flexibility in the Community, the US and Japan. EU-Economic Papers n°118, 1996 (October). S. 74-75. Der Autor benutzt jährliche Daten von 1963 bis 1994 und bezieht sich nur auf Westdeutschland. Für die Niederlande ist keine Schätzung vorhanden.

⁵ Ray Barrell and Karen Dury: Asymmetric labour markets in a converging Europe: Do differences matter?, ENEPRI-Working Paper n°2 (2001).

Anhang I

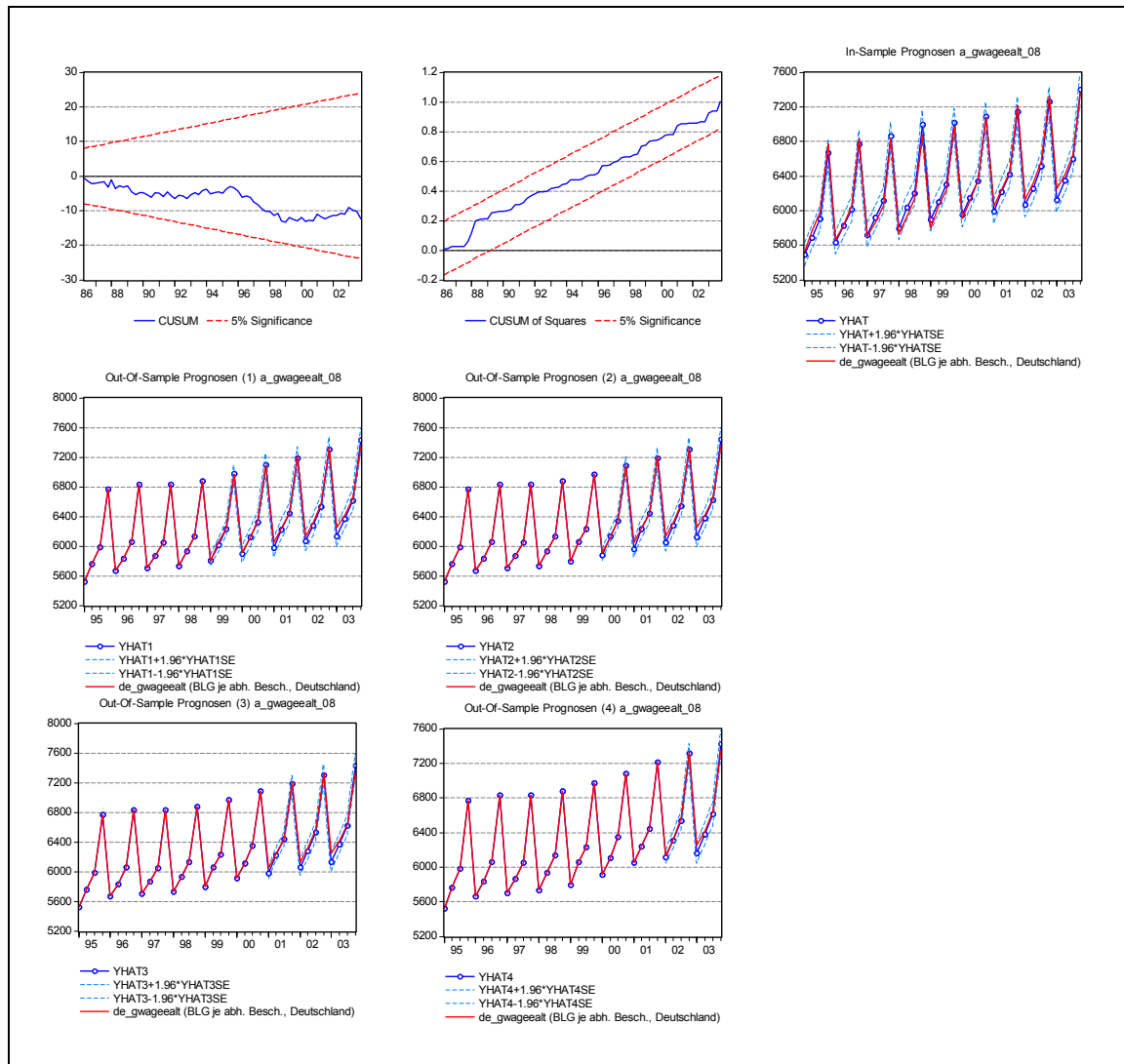
DE_I9301	-0.023407	0.006432	-3.639005	0.0005
DE_I9101(-2)	0.014220	0.006329	2.246979	0.0278
DE_I9101(-3)	0.021970	0.006073	3.617520	0.0006
DE_I9101(-4)	0.115045	0.008693	13.23409	0.0000
DE_I9101(-5)	0.061780	0.007552	8.181068	0.0000
DE_I9101(-6)	0.061601	0.008220	7.494382	0.0000
DLOG(DE_GWAGEEALT(-1))	-0.109788	0.028312	-3.877807	0.0002
DLOG(DE_GWAGEEALT(-4))+DLOG(DE_GWAGEEALT(-5))	0.372526	0.023705	15.71535	0.0000
DLOG(DE_PGDP(-5))	-0.302311	0.110994	-2.723676	0.0081
DLOG(DE_PRODEEALT(-4))+DLOG(DE_PRODEEALT(-6))	0.193990	0.026963	7.194788	0.0000
DE_I8501	-0.017191	0.006055	-2.838949	0.0059
R-squared	0.997974	Mean dependent var	0.006797	
Adjusted R-squared	0.997489	S.D. dependent var	0.115039	
S.E. of regression	0.005764	Akaike info criterion	-7.295808	
Sum squared resid	0.002359	Schwarz criterion	-6.792488	
Log likelihood	342.6634	F-statistic	2057.717	
Durbin-Watson stat	2.173652	Prob(F-statistic)	0.000000	

Kointegration: $\log(\text{gwagee}) = \log(\text{pgdp}) - 0,42 \cdot \text{ur}/100 + 0,56 \cdot \log(\text{prodee})$

$-1,17 + 0,14 \cdot z_1 + 0,11 \cdot z_2 + 0,09 \cdot z_3 + 0,009 \cdot s_{9101}$

Tests auf Autokorrelation		Tests auf Heteroskedastizitaet	
Prob LM(1) - Obs*R ²	0.199886	Prob ARCH(1) - Obs*R ²	0.507713
Prob LM(2) - Obs*R ²	0.436984	Prob White - Obs*R ²	0.430516
Prob LM(3) - Obs*R ²	0.646503	Test auf Normalitaet	
Prob LM(4) - Obs*R ²	0.699458	Prob Jarque-Bera	0.625134
Prob LM(5) - Obs*R ²	0.729761	Tests auf Stabilitaet	
Prob LM(6) - Obs*R ²	0.629192	Prob Reset(1) - F-test	0.811541
Prob LM(7) - Obs*R ²	0.721966	CUSUM	
Prob LM(8) - Obs*R ²	0.709466	CUSUM^2	
Prob LM(9) - Obs*R ²	0.627458	Prognoseguete (dynamic, in-sample, 1980:1 2003:4)	
Prob LM(10) - Obs*R ²	0.70706	Root Mean Squared Error	49.57959
Prob LM(11) - Obs*R ²	0.744217	Mean Absolute Error	40.98105
Prob LM(12) - Obs*R ²	0.646657	Mean Absolute % Error	0.734264
		Theil Inequality Coefficient	0.004432
		Bias Proportion	0.003239
		Variance Proportion	0.000589
		Covariance Proportion	0.996173
Prognoseguete (dynamic, out-of-sample) von JJJ:Q bis 2003:4)			
	(1999:1)	(2000:1)	(2001:1) (2002:1)
Root Mean Squared Error	44.81952	54.16155	57.35495 45.63463
Mean Absolute Error	33.73935	40.16462	46.59636 35.49656
Mean Absolute % Error	0.525501	0.625664	0.718647 0.536041
Theil Inequality Coef.	0.003459	0.004148	0.00436 0.003441
Bias Proportion	0.222535	0.214859	0.329189 0.156235
Variance Proportion	0.15692	0.240163	0.305923 0.371751
Covariance Proportion	0.620546	0.544978	0.364888 0.472014

Anhang I



1.2.4.4 Arbeitslosigkeitsgleichung

Anm.: $U = L^s - L^d$, $L^d = \text{fc}(\text{gdp95}, \text{wpky}, \text{trend}) = K1$, $L^s = \text{fc}(\text{demographische Komponenten}, \text{konjunkturelle Komponente}) = \text{fc}(\text{volk}, L^d)$. U , L^s und L^d stehen für die Anzahl von Arbeitslosen, das Arbeitsangebot und die Arbeitsnachfrage.

Damit ergibt sich $U = \text{fc}(\text{volk}, L^d)$ und $L^s = L^d + U$

Wir schätzen also für die Arbeitslosenzahlen eine Kontegration zwischen U und $L^D + \text{Trend}$. L^d soll die konjunkturelle Komponente auffangen und der Trend die demographische Kom-

Anhang I

ponente und das Erwerbsverhalten. Eine richtige demographische Variable (gesamte Bevölkerung, Personen im erwerbsfähigen Alter (15-64 Jahre alt)) war nicht signifikant.

Dependent Variable: D(DE_U) a_u_03r				
Method: Least Squares				
Date: 06/03/04 Time: 11:46				
Sample(adjusted): 1981:3 2003:4				
Included observations: 90 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DE_U(-1)	-0.146130	0.019854	-7.360024	0.0000
DE_EEALT(-1)	-0.057313	0.007290	-7.862234	0.0000
@TREND	2.585072	0.769322	3.360196	0.0012
DE_S9101	713.4817	63.33122	11.26588	0.0000
C	1656.899	168.7224	9.820266	0.0000
Z1	278.7474	31.56247	8.831609	0.0000
Z2	-247.8129	41.53326	-5.966613	0.0000
D(DE_U(-1))	0.369165	0.060952	6.056688	0.0000
D(DE_U(-4))	0.281568	0.069264	4.065170	0.0001
D(DE_U(-5))	-0.359317	0.070906	-5.067514	0.0000
D(DE_EEALT(-2))	0.032925	0.006642	4.957172	0.0000
DLOG(DE_GDP95(-1))+DLOG(DE_GDP95(-2))+DLOG(DE_GDP95(-3))+DLOG(DE_GDP95(-4))+DLOG(DE_GDP95(-5))	-1296.248	204.1607	-6.349158	0.0000
DE_I9101(-5)	325.3005	78.37292	4.150674	0.0001
R-squared	0.957880	Mean dependent var		33.97015
Adjusted R-squared	0.951316	S.D. dependent var		254.8901
S.E. of regression	56.24002	Akaike info criterion		11.03002
Sum squared resid	243546.4	Schwarz criterion		11.39110
Log likelihood	-483.3508	F-statistic		145.9268
Durbin-Watson stat	1.895297	Prob(F-statistic)		0.000000

Kointegration: $u = -0,39*ee + 17,69*trend - 4882,51*s9101$

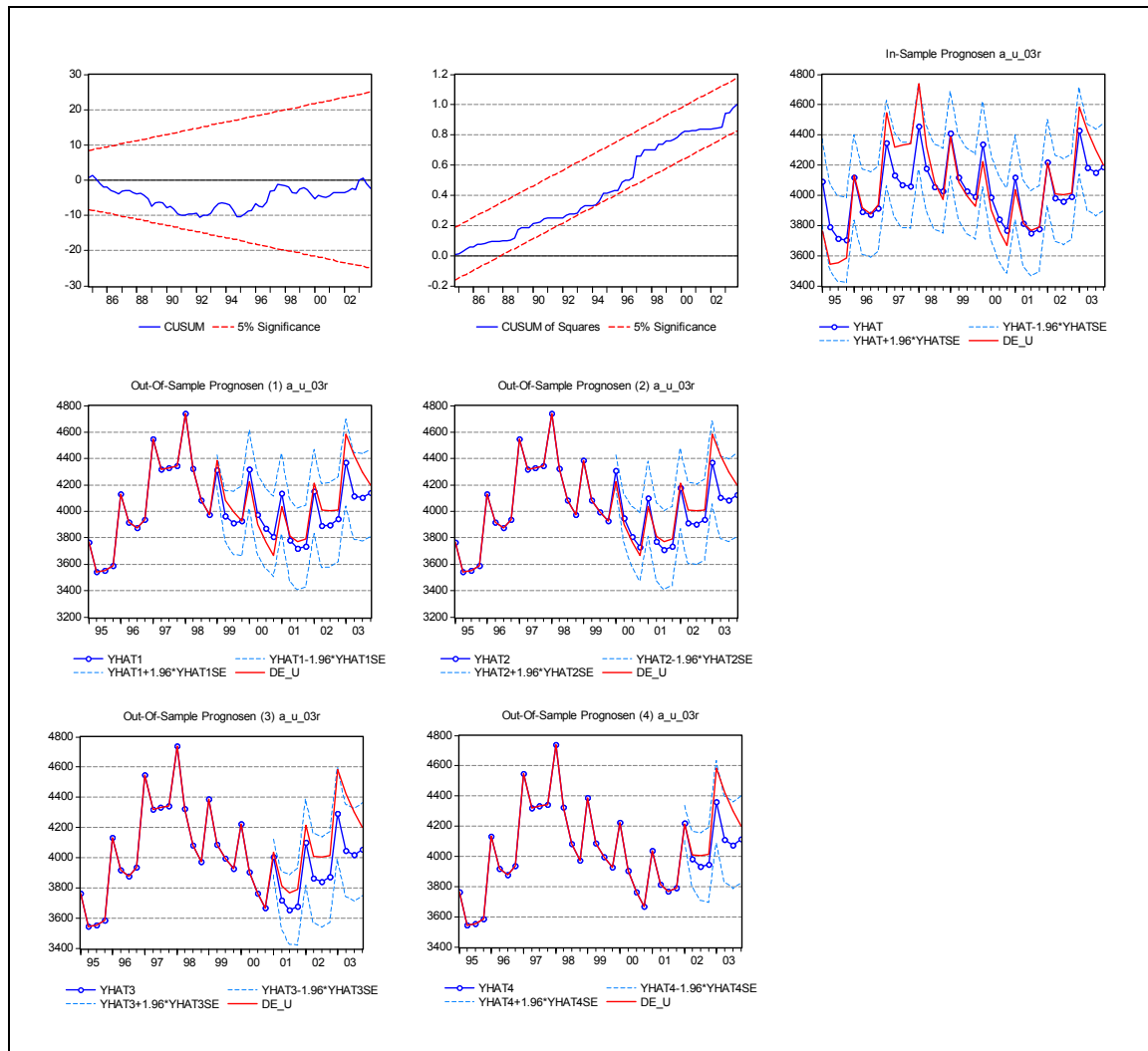
Dies muss so interpretiert werden: Wenn die beschäftigtenzahl um 100.000 sich erhöhen verringert sich die Arbeitslosenzahl um 39.000. Wenn die Beschäftigtenzahl stabil bleiben, nimmt die Arbeitslosigkeit um rund 18.000 Personen jedes Quartal zu.

Tests auf Autokorrelation		Tests auf Heteroskedastizitaet	
Prob LM(1) - Obs*R ²	0.610487	Prob ARCH(1) - Obs*R ²	0.421734
Prob LM(2) - Obs*R ²	0.174475	Prob White - Obs*R ²	0.316948
Prob LM(3) - Obs*R ²	0.153005	Test auf Normalitaet	
Prob LM(4) - Obs*R ²	0.259512	Prob Jarque-Bera	0.346779
Prob LM(5) - Obs*R ²	0.053352	Tests auf Stabilität	
Prob LM(6) - Obs*R ²	0.085146	Prob Reset(1) - F-test	0.136267

Anhang I

Prob LM(7) - Obs*R ²	0.133848	CUSUM		
Prob LM(8) - Obs*R ²	0.187471	CUSUM ²		
Prob LM(9) - Obs*R ²	0.251314	Prognosequete (dynamic, in-sample, 1980:1 2003:4)		
Prob LM(10) - Obs*R ²	0.070374	Root Mean Squared Error	102.3815	
Prob LM(11) - Obs*R ²	0.093927	Mean Absolute Error	72.51378	
Prob LM(12) - Obs*R ²	0.003751	Mean Absolute % Error	2.333049	
		Theil Inequality Coefficient	0.015935	
		Bias Proportion	0.000578	
		Variance Proportion	0.017411	
		Covariance Proportion	0.982011	
Prognosequete (dynamic, out-of-sample) von JJJ:Q bis 2003:4				
	(1999:1)	(2000:1)	(2001:1)	(2002:1)
Root Mean Squared Error	123.9435	125.6008	191.9755	164.161
Mean Absolute Error	103.6844	99.35978	167.653	127.0839
Mean Absolute % Error	2.513343	2.382044	4.007661	2.932141
Theil Inequality Coef.	0.015358	0.015625	0.02389	0.019738
Bias Proportion	0.173546	0.248518	0.76266	0.588961
Variance Proportion	0.175254	0.172843	0.100025	0.139995
Covariance Proportion	0.6512	0.578639	0.137315	0.271044

Anhang I



1.2.4.5Erwerbstätigengleichung

Dependent Variable: DLOG(DE_ETALT)			alt_prog_et	
Method: Least Squares				
Date: 06/03/04 Time: 11:56				
Sample(adjusted): 1981:3 2003:4				
Included observations: 90 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_ETALT(-1))	-0.012357	0.007925	-1.559098	0.1230
LOG(DE_EEALT(-1))	0.013116	0.007706	1.702001	0.0927
C	-0.006289	0.003971	-1.583679	0.1173
DE_Z3	0.000162	7.58E-05	2.138581	0.0356
DLOG(DE_EEALT)	0.896216	0.002635	340.1068	0.0000

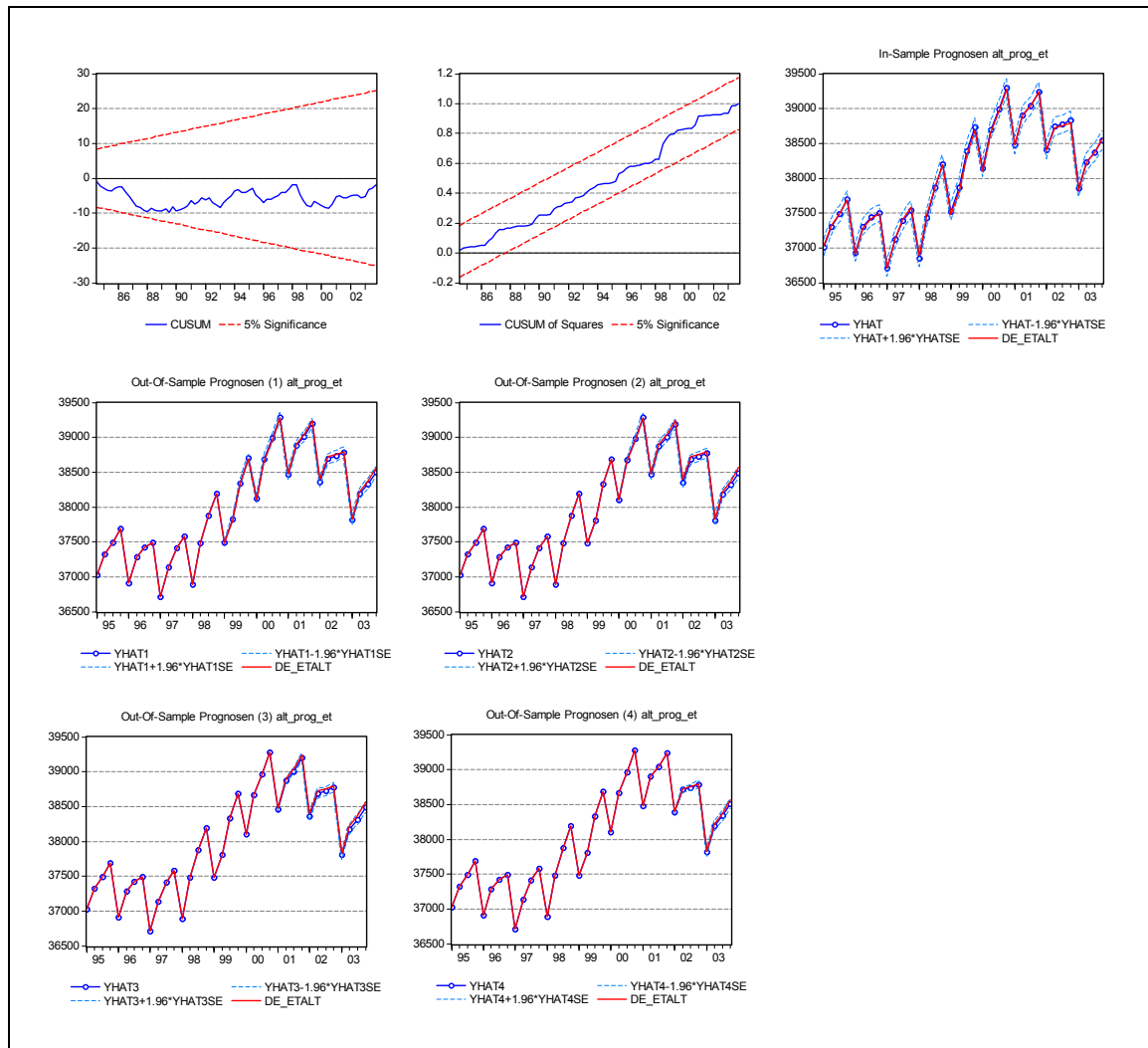
Anhang I

DE_I9101	0.016519	0.000845	19.55271	0.0000
DLOG(DE_ETALT(-1))	0.418989	0.087287	4.800143	0.0000
DLOG(DE_EEALT(-1))	-0.361690	0.078853	-4.586914	0.0000
DE_I9101(-1)	-0.010377	0.002316	-4.480167	0.0000
DLOG(DE_ETALT(-5))	-0.360228	0.088560	-4.067622	0.0001
DLOG(DE_EEALT(-5))	0.305085	0.079114	3.856288	0.0002
DE_I9101(-5)	0.011510	0.002625	4.384007	0.0000
R-squared	0.999946	Mean dependent var	0.003983	
Adjusted R-squared	0.999938	S.D. dependent var	0.032031	
S.E. of regression	0.000252	Akaike info criterion	-13.61405	
Sum squared resid	4.94E-06	Schwarz criterion	-13.28074	
Log likelihood	624.6323	F-statistic	131147.2	
Durbin-Watson stat	2.013972	Prob(F-statistic)	0.000000	

Kointegration: $\log(et) = 1,06 \cdot \log(ee)$

Tests auf Autokorrelation		Tests auf Heteroskedastizitaet	
Prob LM(1) - Obs*R ²	0.789376	Prob ARCH(1) - Obs*R ²	0.154755
Prob LM(2) - Obs*R ²	0.72919	Prob White - Obs*R ²	0.079147
Prob LM(3) - Obs*R ²	0.01574	Test auf Normalitaet	
Prob LM(4) - Obs*R ²	0.033522	Prob Jarque-Bera	0.593033
Prob LM(5) - Obs*R ²	0.063493	Tests auf Stabilitaet	
Prob LM(6) - Obs*R ²	0.041497	Prob Reset(1) - F-test	0.079775
Prob LM(7) - Obs*R ²	0.007564	CUSUM	
Prob LM(8) - Obs*R ²	0.008201	CUSUM^2	
Prob LM(9) - Obs*R ²	0.010655	Prognoseguete (dynamic, in-sample, 1980:1 2003:4)	
Prob LM(10) - Obs*R ²	0.015826	Root Mean Squared Error	21.53537
Prob LM(11) - Obs*R ²	0.017993	Mean Absolute Error	17.18885
Prob LM(12) - Obs*R ²	0.022717	Mean Absolute % Error	0.051326
		Theil Inequality Coef.	0.000319
		Bias Proportion	0.126204
		Variance Proportion	0.000537
		Covariance Proportion	0.873259
Prognoseguete (dynamic, out-of-sample) von JJJ:Q bis 2003:4			
	(1999:1)	(2000:1)	(2001:1) (2002:1)
Root Mean Squared Error	28.38346	35.89911	41.73387 26.72327
Mean Absolute Error	25.30936	31.80415	38.83528 21.58081
Mean Absolute % Error	0.06563	0.082282	0.100638 0.056117
Theil Inequality Coefficient	0.000368	0.000465	0.000541 0.000348
Bias Proportion	0.094641	0.457535	0.865916 0.652163
Variance Proportion	0.031432	0.012105	0.002838 0.000181
Covariance Proportion	0.873927	0.53036	0.131247 0.347656

Anhang I



Residuen voller Autokorrelation, aber gute Prognosen. Ist aber für das Modell nicht von großer Bedeutung (wird nur benutzt, um de_{ur} zu berechnen).

1.2.4.6 Das Gesamtmodell

```
:a_eealt_05best    -0,13(-6,13)[ln(ee-1) -0,45*ln(gdp95-1) +0,52*[ln(coe/ee)-ln(pgdp)]-1 -
0,00*trend(1980-1990) -0,20*S9101]

:alt_prog_et       -0,012(-1,56)[ln(et-1) - 1,06*ln(ee-1)]

:a_u_03r          -0,15(-7,36)[u-1 +0,39*ee - 17,69*trend +4882,51*s9101]

:a_gwageealt_08    -0,23(-3,67)[gwagee-1-pgdp-1 +0,42*ur -0,56*log(prodee) -1,17-0,14*z1 -
0,11*z2 -0,09*z3 -0,009*s9101]
```

$$\text{de_prodealt} = \text{de_gdp95} / \text{de_eealt} * 1000000$$

$$\text{de_coeealt} = \text{de_gwageealt} / (1 + \text{de_taxw})$$

$$\text{de_uralt} = (\text{de_u}) / (\text{de_u} + \text{de_etalt}) * 100$$

Exogene: gdp95, pgdp und taxw (Sozialbeiträge der Arbeitsgeber in % der Bruttolöhne je abh. Besch.)

Dass der Koeffizient vor gdp95 in der Beschäftigungsgleichung unterschiedlich von eins ist, bedeutet, dass es keine konstanten Skalenerträge gibt. Dies gilt auch für den Koeffizienten vor dem Reallohnkosten, wobei sich hier zwei Effekte vermischen: die nicht-konstanten Skalenerträge und die Möglichkeit, dass die Substitutionselastizität ungleich Eins ist (also keine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion sondern CES z.B. Siehe Anhang). Der Trend wird hier als die im Zuge des Strukturwandels sinkende Beschäftigungsschwelle interpretiert.

In der Lohngleichung gibt es starke Evidenz, dass sich der Koeffizient der Arbeitslosenquote nach der Wiedervereinigung geändert (verstärkt) hat, wie wir es mit anderen Gleichungen gezeigt haben. Die Dummy S_{9101} fängt hier einen Teil dieser Änderung ein.

1.3 Herleitung der Arbeitsnachfrage bei unterschiedlichen Produktionsfunktionen und Annahmen.

Arbeitsnachfrage und Substitutionselastizität bei zwei Produktionsfunktionen (nach Hamermesh, 1993):

$$Y = F(K, L)$$

$$\text{Gewinn} = \pi = F(K, L) - wL - rK$$

w, r = real wage, real interest rate (Outputpreis $p = 1$ gesetzt)

$$\text{Elasticity of substitution} = \sigma = [F'_L F'_K] / [Y F''_{LK}]$$

Cobb-Douglas:

$$Y = A L^\alpha K^\beta \quad \text{meistens } \alpha + \beta = 1 \text{ (ändert aber hier die Berechnungen nicht)}$$

$$F'_L = \alpha A L^{\alpha-1} K^\beta = \alpha Y/L$$

Daraus und in logs: $\log(L) = \log(\alpha) + \log(Y) - \log(w)$

$$\sigma = 1$$

Lohnquote = α

Wenn monopolistischer Wettbewerb: $\log(L) = \log(\alpha * \text{Markup}) + \log(Y) - \log(w)$

Constant-Elasticity of Substitution (CES):

$$Y = [\alpha L^\rho + (1-\alpha)K^\rho]^{1/\rho}$$

$$F'_L = \alpha (Y/L)^{1-\rho}$$

Daraus und in logs: $\log(L) = \log(\alpha)/(1-\rho) + \log(Y) - \log(\text{Reallohn})/(1-\rho)$

$$\boxed{\sigma = 1/(1-\rho)} \Rightarrow \boxed{\log(L) = \sigma \log(\alpha) + \log(Y) - \sigma \log(w)}_{\text{konstante Skalenerträge}}$$

$$\text{Lohnquote} = \alpha^\sigma \text{Reallohn}^{1+\sigma}$$

Wenn monopolistischer Wettbewerb:

$$\log(L) = \sigma \log(\alpha * \text{Markup}) + \log(Y) - \sigma \log(w)$$

$$Y = [\alpha L^\beta + (1-\alpha)K^\beta]^{1/\rho} \quad \beta/\rho \neq 1 \Rightarrow \text{nicht-konstante Skalenerträge}$$

$$F'_L = \alpha\beta/\rho Y^{1-\rho} L^{\beta-1}$$

$$\text{Daraus und in logs: } \log(L) = \log(\alpha\beta/\rho)/(1-\beta) + (1-\rho)/(1-\beta) \log(Y) - \log(w)/(1-\beta)$$

$$\boxed{\sigma = 1/(1-\rho)} \Rightarrow \boxed{\log(L) = a_0 + b_0 \log(Y) - c_0 \log(w)}_{\text{nicht-konstante Skalenerträge}}$$

$$\text{Lohnquote} = \text{fc}(Y, w \text{ und } \alpha, \beta, \rho).$$

Wenn monopolistischer Wettbewerb: statt a_0, a_1 .

1.4 Stabilität und Prognosequalität der Lohn-, Preis- und Beschäftigungsgleichungen in dem 3-Länder-Modell

1.4.1 Lohngleichung

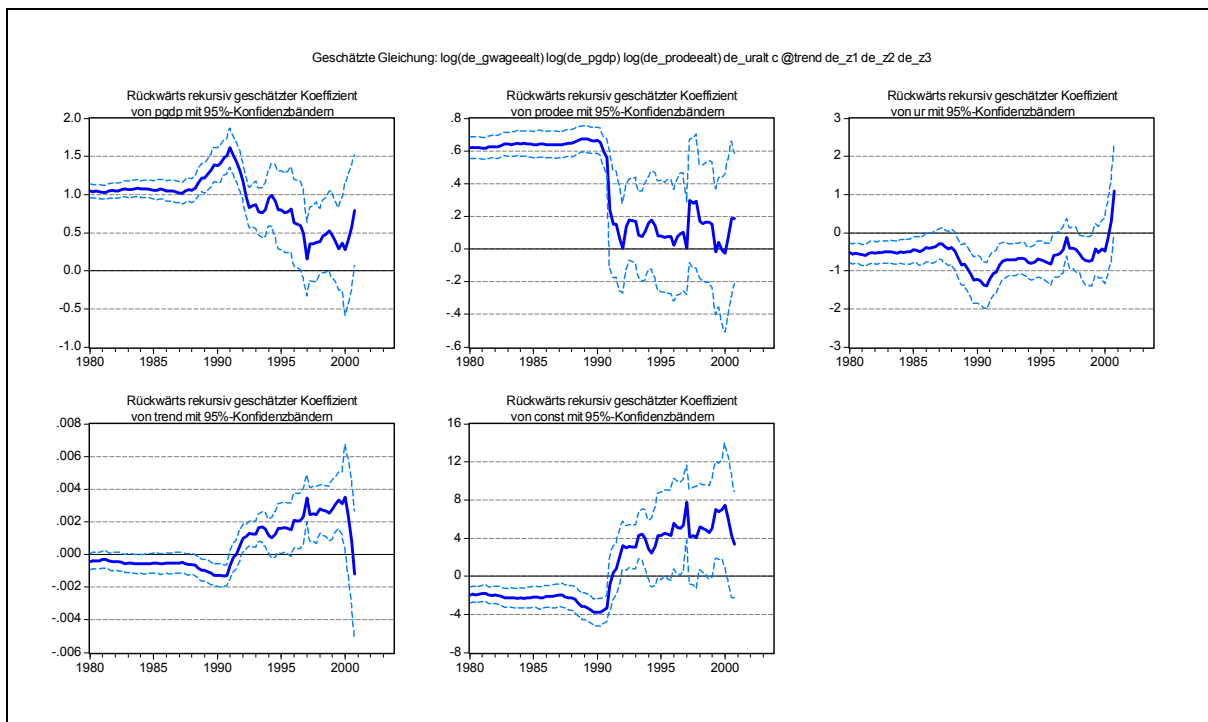
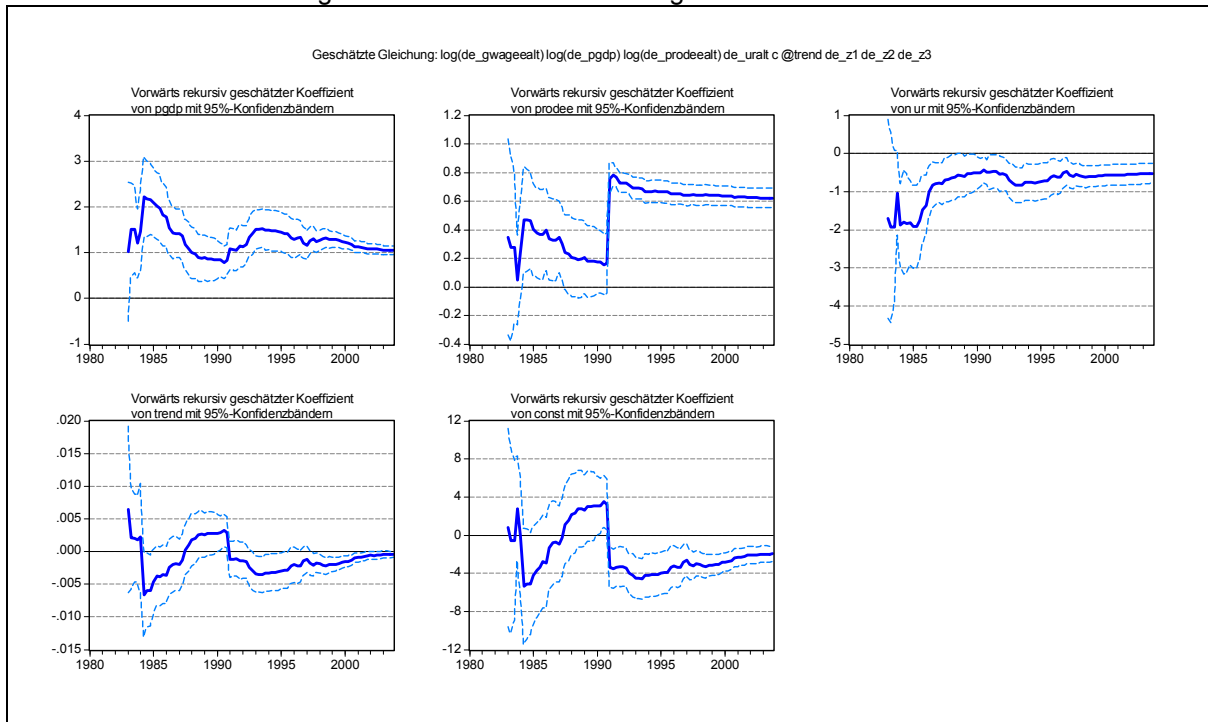
1.4.1.1 Stabilitätsvoranalyse

Wie bei den Beschäftigungsgleichungen werden auch für die Lohngleichungen Vorwärts- und Rückwärtsanalysen der rekursiven Koeffizientenschätzungen durchgeführt.

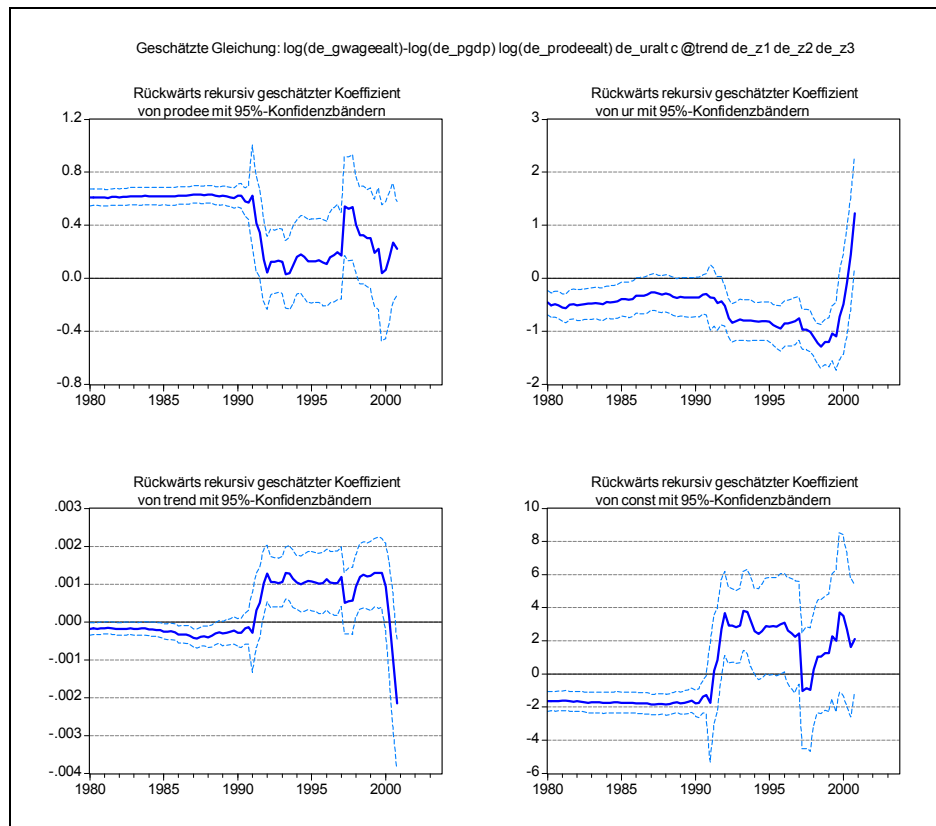
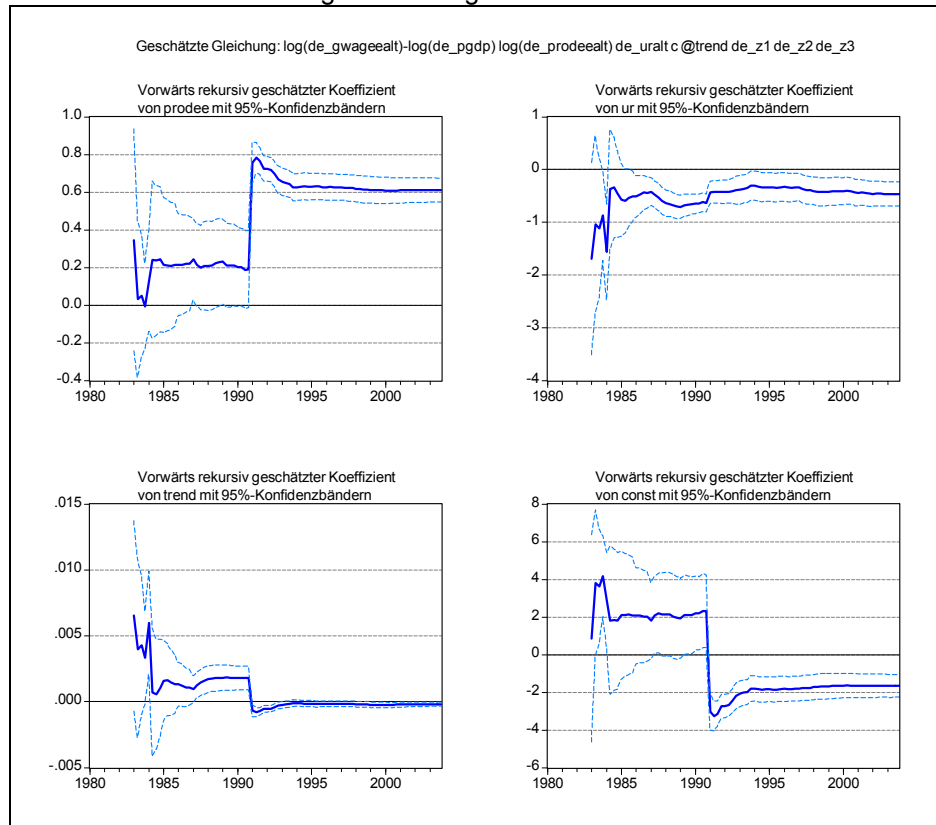
Für **Deutschland** erwartet man, dass 1991:1 ein Bruch besteht. Dies wird in der Abb. 1.4.1 bestätigt. Vor allem sind die Koeffizienten der Produktivität, des Trends und der Konstante mit einer sichtbaren Niveausprung in beiden Analysen betroffen. Dieser Bruch wird entsprechend in der Fehlerkorrekturgleichung berücksichtigt. Zu bemerken ist auch, dass der BIP-Deflator zu den stabileren Ergebnissen geführt hat (die wir hier ausschliesslich zeigen). Nach der Verhandlungstheorie würde man die Lohngleichung in Termen des Konsumpreisindex schreiben, dies wäre aber für Deutschland die schlechtere Modellierung. Zu der Interpretation kommen wir weiter unten bei der Fehlerkorrekturgleichung.

Wenn die Arbeitslosenquote in Logarithmen geschrieben wird, ergeben sich fast identische Bilder, ausgenommen bei der Arbeitslosenquote, wo eine Niveauverschiebung/Skalenänderung festgestellt wird. Wenn der BIP-Deflator auf Eins restringiert wird (also die Gleichung in Termen der realen Bruttolöhne geschrieben wird) -siehe Abb. 1.4.2- sind die Koeffizienten noch stabiler, abgesehen von dem – erwarteten - Bruch in 1991.

1.4.1: Rekursive Schätzung der Koeffizienten der Kointegration für Deutschland.



1.4.2: Rekursive Schätzung der Kointegration in Termen des realen Bruttolohns für Deutschland.

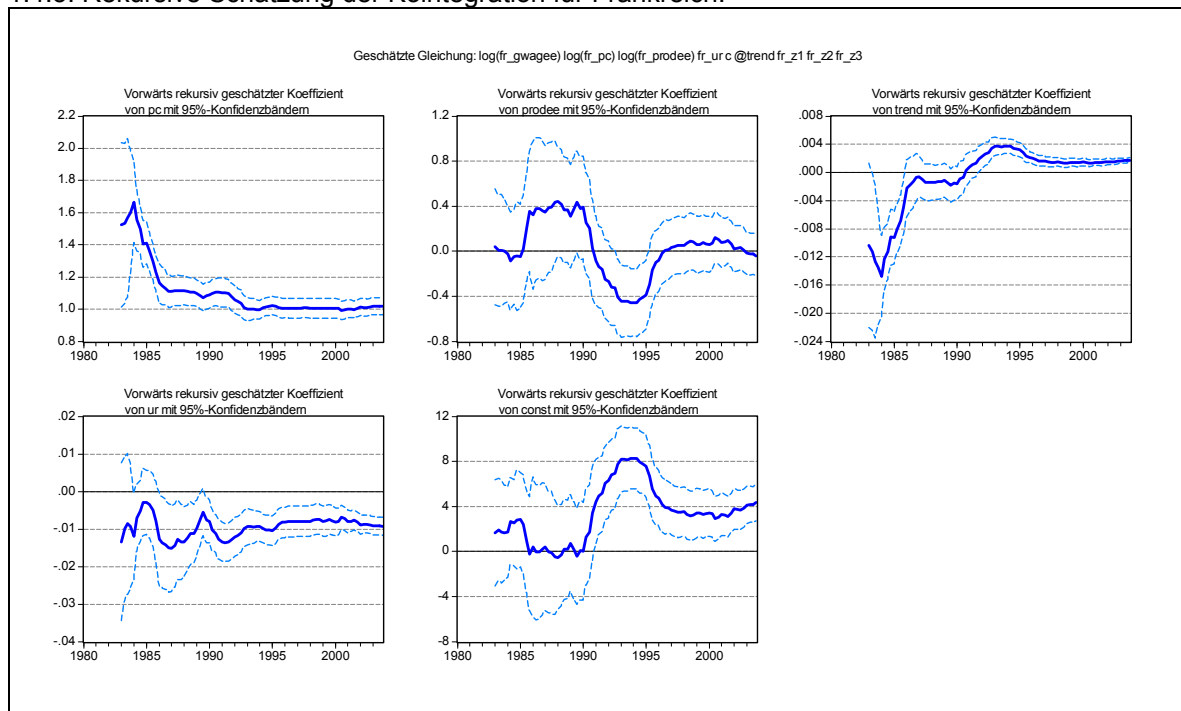


Für **Frankreich** weist das Bild für die Lohngleichung (Abb. 1.4.3) ähnlich viel Instabilität auf wie bei der Beschäftigungsgleichung. Die Schätzungen sind hier in Termen des privaten Konsumdeflators. Sie lieferten besseren Ergebnissen als mit dem BIP-Deflator. So kann z.B. bei der Vorwärts-Analyse der Koeffizient von der Arbeitslosenquote um $-0,01$ und der vom Preisindex um 1 als konstant angesehen werden, was mit dem BIP-Deflator nicht der Fall ist. Trotzdem können bei der Vorwärts-Analyse weitere Brüche zwischen 1991 und 1995 identifiziert werden. Bei der Rückwärts-Analyse scheint der Bruch früher zwischen 1986 und 1991 datiert zu sein.

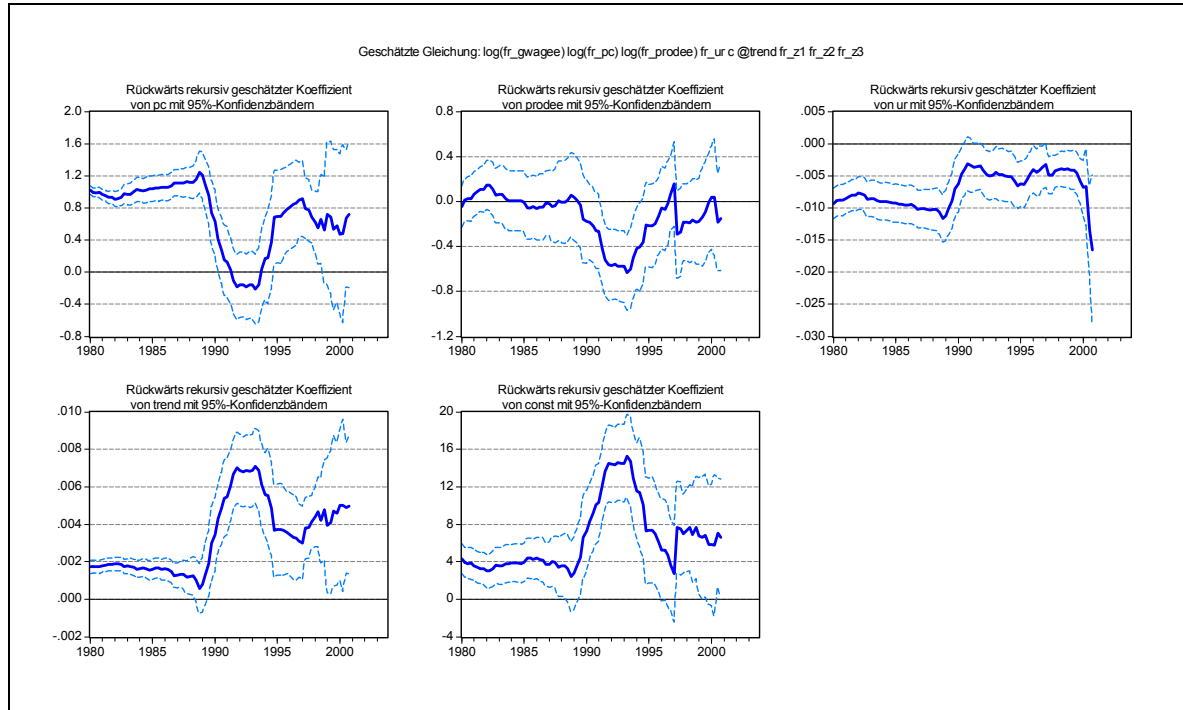
Wenn der Preisindex in seinem Einfluss restringiert wird (Abb. 1.4. 4), dann verbessert sich das Bild nicht eindeutig. Wie bei Deutschland ändert das Logarithmieren der Arbeitslosenquote nichts (nur das Bild für diese Variable erlebt eine Skalenänderung).

Bei allen Analysen scheint in der Periode 1989-1992 ein Strukturbruch zu bestehen. Die Verwendung des Deflators des privaten Konsums anstatt des BIP-Deflators stabilisiert die Schätzung.

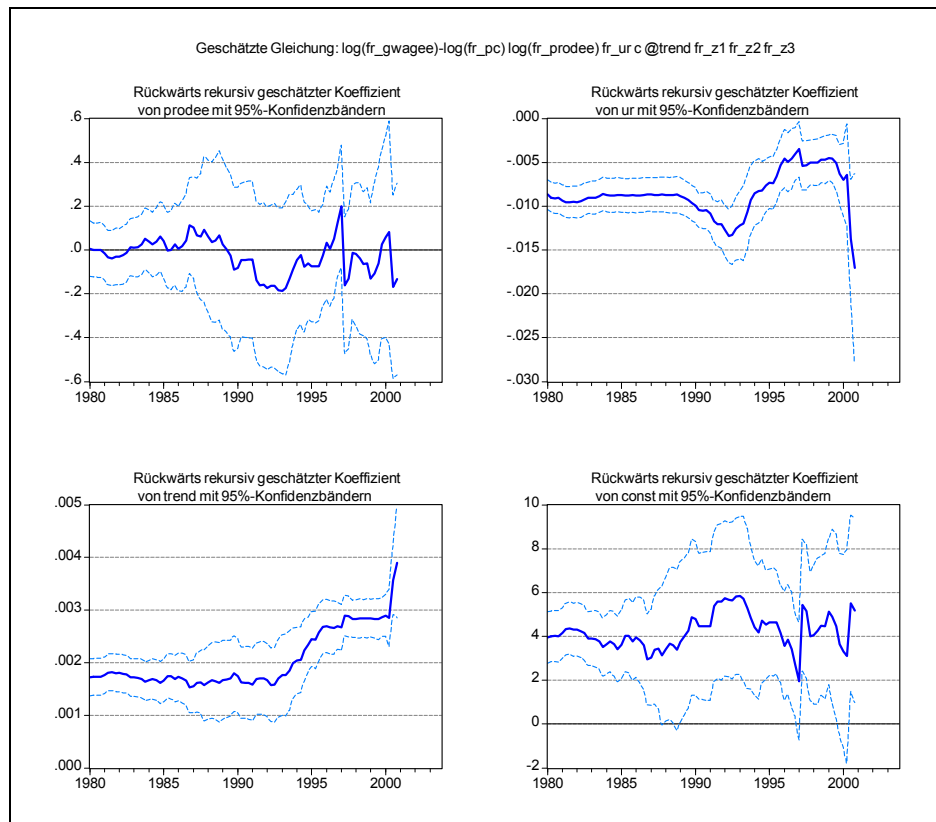
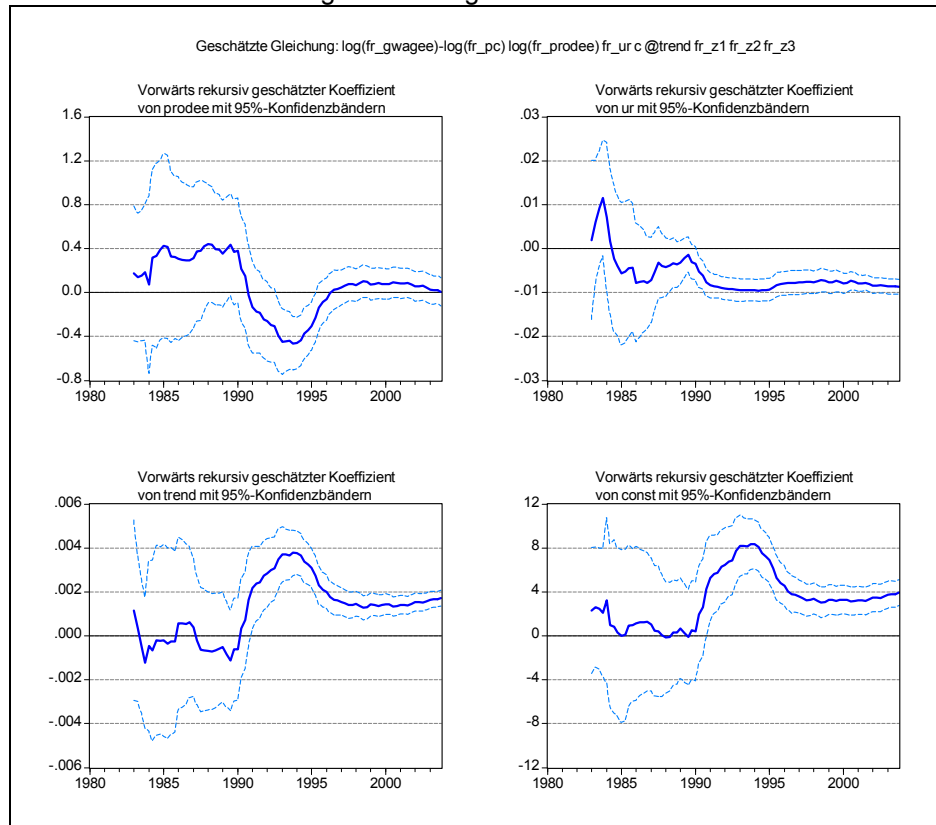
1.4.3: Rekursive Schätzung der Kointegration für Frankreich.



Anhang I

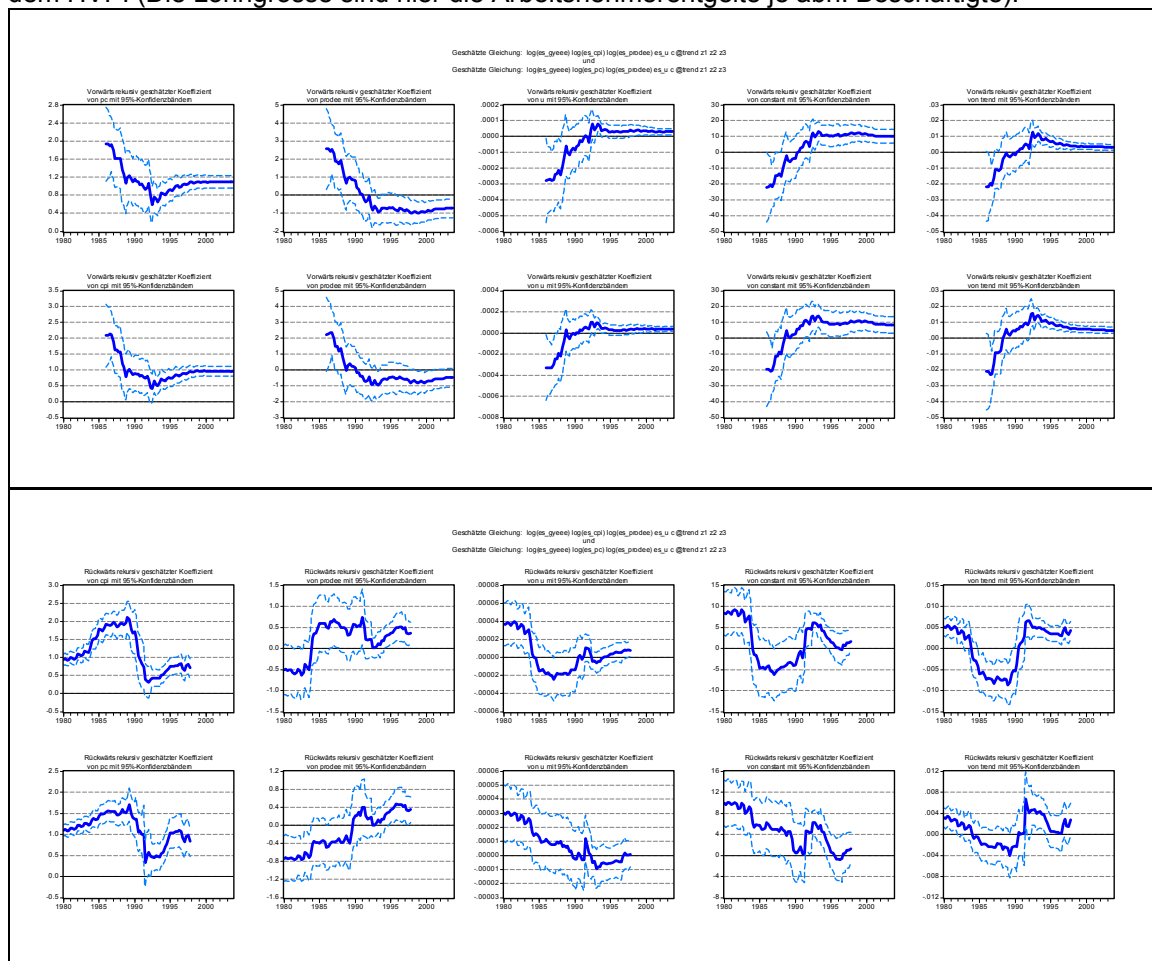


1.4.4: Rekursive Schätzung der Kointegration in Termen des realen Bruttolohns für Frankreich.

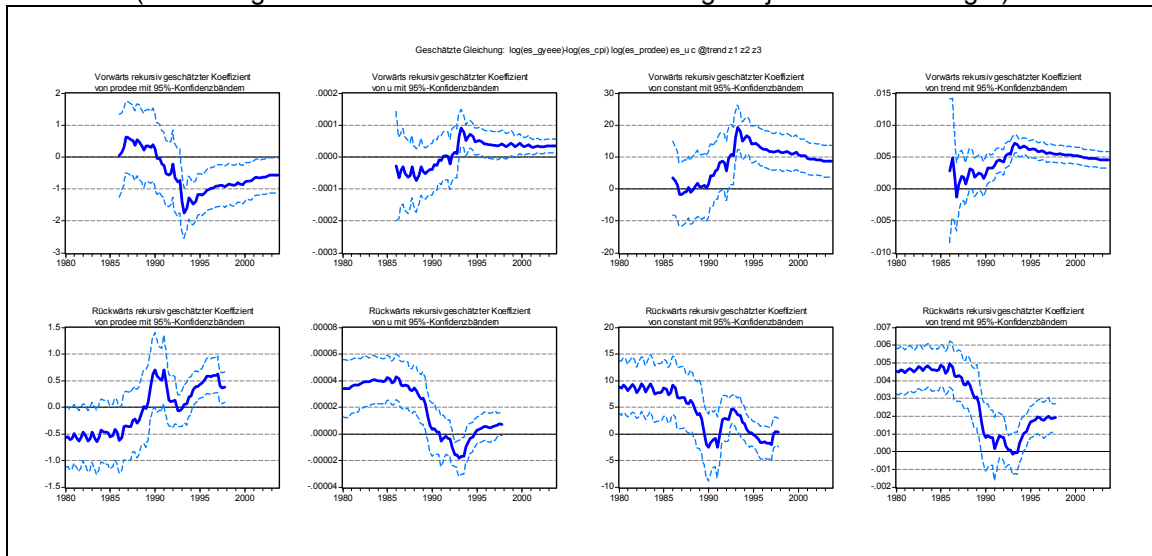


Daten für die Bruttolöhne- und -gehälter für **Spanien** waren nicht lang genug verfügbar, so dass die Lohnkosten an deren Stelle genommen worden sind. Wie in der Abbildung 1.4.5 zu entnehmen ist, haben die Produktivität und die Arbeitslosenquote die falschen Vorzeichen. Dies wird nicht aufgehoben, wenn man der HVPI auf 1 restringiert wird (Abb. 1.4.6). Die Schätzungen mit dem HVPI scheinen zudem leicht stabiler als mit dem priv. Konsumdeflator.

1.4.5: Rekursive Schätzung der Kointegration für Spanien mit dem privaten Konsumdeflator oder dem HVPI (Die Lohngrösse sind hier die Arbeitnehmerentgelte je abh. Beschäftigte).



1.4.6: Rekursive Schätzung der Kointegration für Spanien mit dem privaten Konsumdeflator oder dem HVPI (Die Lohngrösse sind hier die Arbeitnehmerentgelte je abh. Beschäftigte).



Daten für die Bruttolöhne- und -gehälter für die **Niederlande** sind erst ab 1995 verfügbar, so dass eine Schätzung der Lohngleichung mit dieser Variablen nicht möglich war. Ein Vergleich mit den französischen und deutschen Ergebnissen ist deshalb leider nur begrenzt möglich.

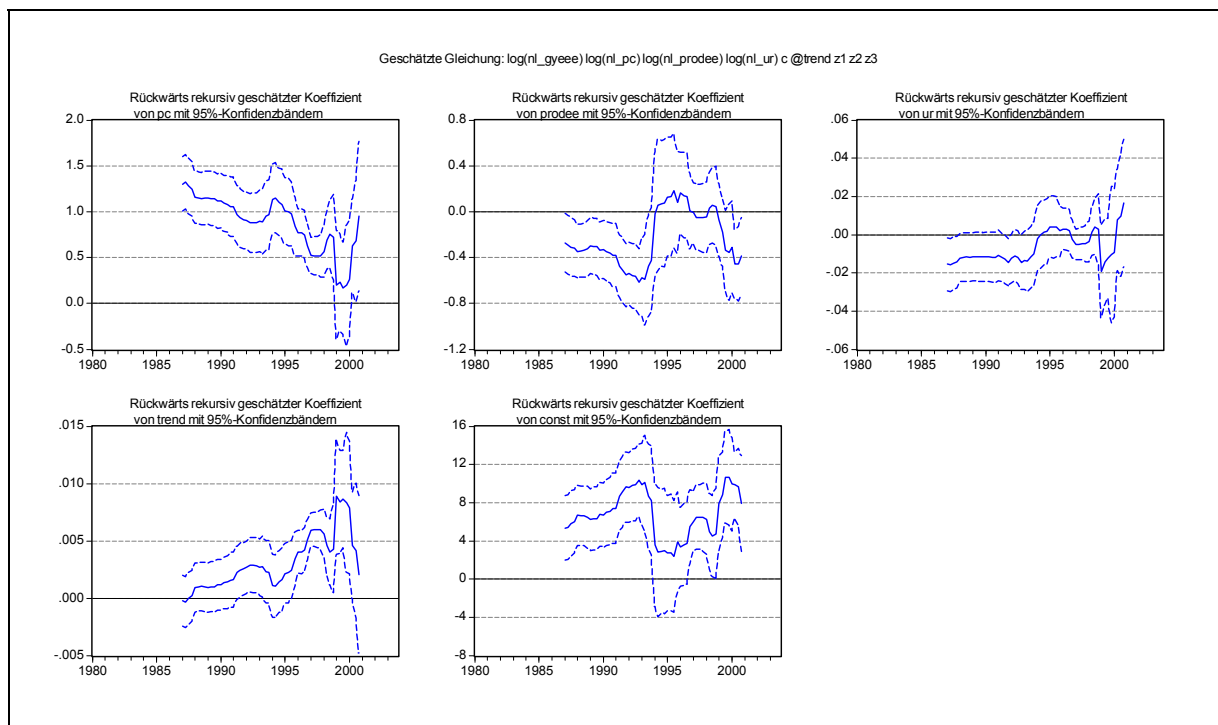
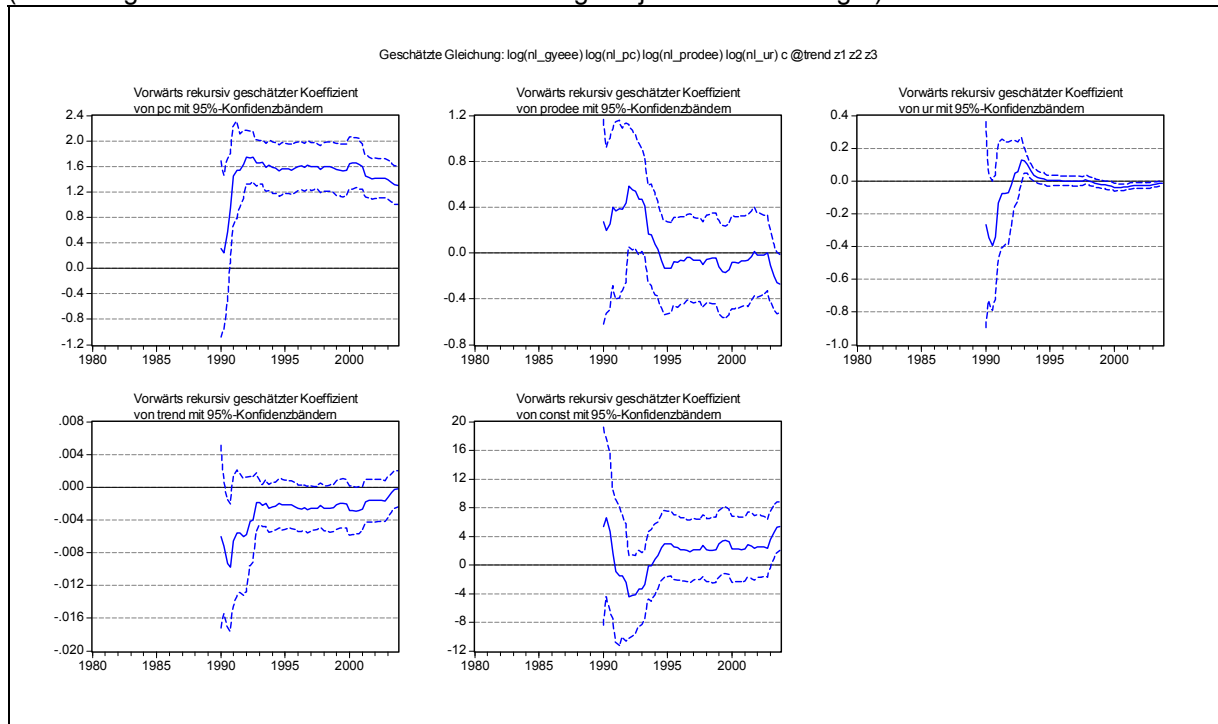
Die Schätzungen mit dem privaten Konsum-Deflator (Abb. 1.4.7) sind – wie in Frankreich – eindeutig stabiler als mit dem BIP-Deflator. Indizes für einen Strukturbruch gibt es dann nur noch 1993 bei der Konstanten und der Produktivität, wie bei der Beschäftigungsgleichung und vor allem bei der Rückwärts-Analyse. Vor allem wird am Ende des Zeitraumes kein signifikanter Bruch mehr gesichtet; z.B. sinkt der Koeffizient des BIP-Deflator 2001 um 1 signifikant, während der von dem Konsum-Deflator um minimale insignifikante 0,1. Bei der Schätzung mit dem BIP-Deflator ändert der Trend-Koeffizient sogar sein Vorzeichen, was er nicht bei der Schätzung mit dem Konsum-Deflator tut.

Eine Schätzung mit der logarithmierten Arbeitslosenquote zeigte leicht bessere Ergebnisse; der Koeffizient der Arbeitslosenquote (logarithmiert) war signifikant in dem ganzen Zeitraum. Die Koeffizienten der Produktivität und der Konstante scheinen auch leicht stabiler zu sein. Deshalb werden die Bilder hier mit der logarithmierten Arbeitslosenquote präsentiert.

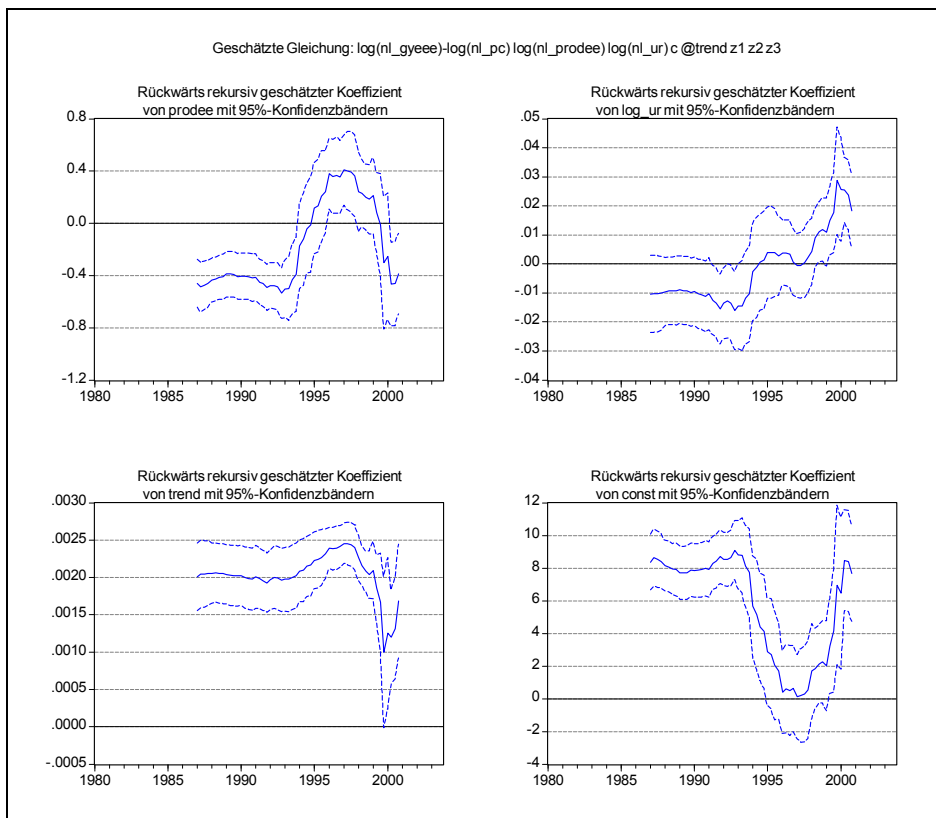
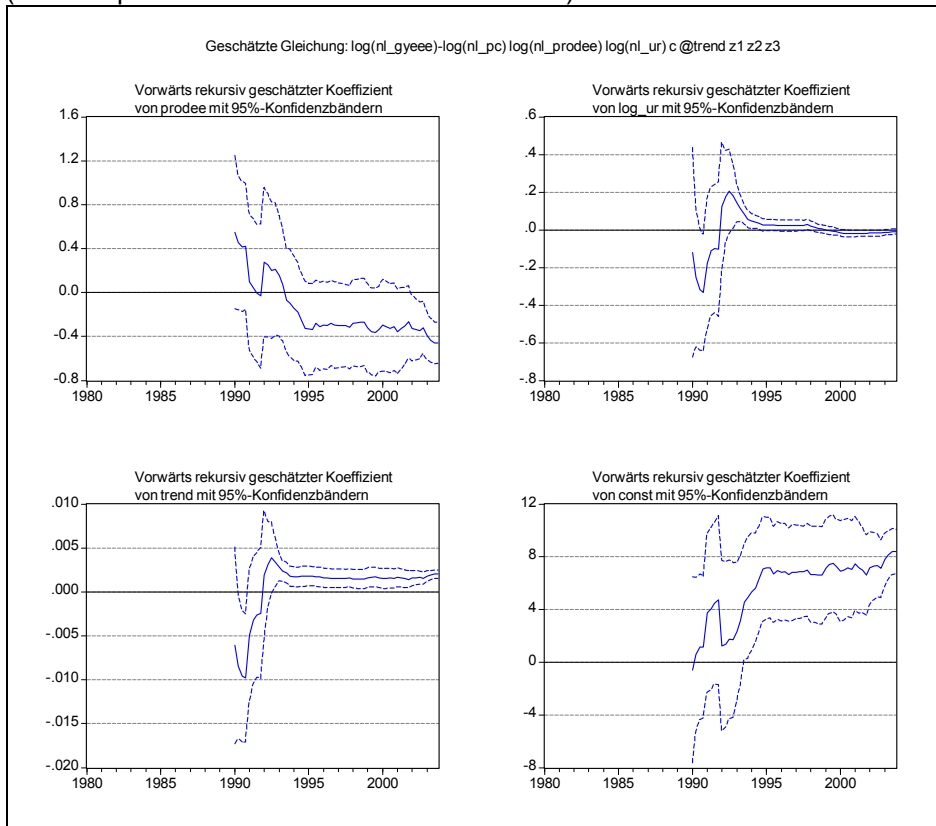
Das Bild in Thermen des Reallohns (Abb. 1.4.8) ändert nicht viel daran, so dass die Restriktion den Daten nicht widerspricht.

Wie bei der Beschäftigungsgleichung scheint sich eine Instabilität am Ende des Zeitraums (ab 2001) abzuzeichnen.

1.4.7: Rekursive Schätzung der Kointegration für Niederlande mit dem privaten Konsumdeflator
(Die Lohngrösse sind hier die Arbeitsnehmerentgelte je abh. Beschäftigte).



1.4.8: Rekursive Schätzung der Kointegration für die Niederlande in Termen der Reallohnkosten (mit dem privaten Konsum-Deflator deflationiert).



1.4.1.2 Lohnleichung – Deutschland

Dependent Variable: DLOG(DE_GWAGEEALT)		a_gwageealt_08		
Method: Least Squares				
Date: 04/05/04 Time: 17:45				
Sample(adjusted): 1981:4 2003:4				
Included observations: 89 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_GWAGEEALT(-1))-LOG(DE_PGDP(-1))-0.5584787393*LOG(DE_PRODEEALT(-1))+0.4249946472*DE_URALT(-1)+1.171200817+0.009483100851*DE_S9101(-1)+0.1357029598*DE_Z1(-1)+0.1093310978*DE_Z2(-1)+0.08892907161*DE_Z3(-1)	-0.227329	0.061979	-3.667818	0.0005
C	0.005601	0.001177	4.758195	0.0000
DE_S9101	-0.005152	0.001334	-3.863380	0.0002
DE_Z1	-0.187107	0.007610	-24.58813	0.0000
DE_Z3	-0.046625	0.002728	-17.09430	0.0000
DE_I9101	-0.181998	0.005996	-30.35102	0.0000
DE_I8402	-0.042396	0.006064	-6.991821	0.0000
DE_I9301	-0.023407	0.006432	-3.639005	0.0005
DE_I9101(-2)	0.014220	0.006329	2.246979	0.0278
DE_I9101(-3)	0.021970	0.006073	3.617520	0.0006
DE_I9101(-4)	0.115045	0.008693	13.23409	0.0000
DE_I9101(-5)	0.061780	0.007552	8.181068	0.0000
DE_I9101(-6)	0.061601	0.008220	7.494382	0.0000
DLOG(DE_GWAGEEALT(-1))	-0.109788	0.028312	-3.877807	0.0002
DLOG(DE_GWAGEEALT(-4))+DLOG(DE_GWAGEEALT(-5))	0.372526	0.023705	15.71535	0.0000
DLOG(DE_PGDP(-5))	-0.302311	0.110994	-2.723676	0.0081
DLOG(DE_PRODEEALT(-4))+DLOG(DE_PRODEEALT(-6))	0.193990	0.026963	7.194788	0.0000
DE_I8501	-0.017191	0.006055	-2.838949	0.0059
R-squared	0.997974	Mean dependent var	0.006797	
Adjusted R-squared	0.997489	S.D. dependent var	0.115039	
S.E. of regression	0.005764	Akaike info criterion	-7.295808	
Sum squared resid	0.002359	Schwarz criterion	-6.792488	
Log likelihood	342.6634	F-statistic	2057.717	
Durbin-Watson stat	2.173652	Prob(F-statistic)	0.000000	

Kointegration: $\log(\text{gwagee}) = \log(\text{pgdp}) - 0,42 \cdot \text{ur}/100 + 0,56 \cdot \log(\text{prodee})$

$$-1,17 + 0,14 \cdot z1 + 0,11 \cdot z2 + 0,09 \cdot z3 + 0,009 \cdot s9101$$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.625134	Root Mean Squared Error	49.57959
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.199886	Mean Absolute Error	40.98105
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.699458	Mean Absolute Percentage Error	0.734264
White's heteroscedasticity test	0.430516	Theil Inequality Coefficient	0.004432
ARCH LM test (lag 1)	0.507713	Bias Proportion	0.003239
		Variance Proportion	0.000589
		Covariance Proportion	0.996173

Stability tests

Reset test (1 fitted term)	0.811541
CUSUM test ^a	0
CUSUM ² test ^a	0
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.	

Anmerkungen:

Die Kointegrationsbeziehung mußte vorgegeben werden, weil die freie Schätzung der Kointegrationskoeffizienten keine gute Schätzung zeigte. Das Lohnverhalten ist - wie es die Out-of-Sample Prognosen im Anhang I zeigen - auch nach 1999 stabil geblieben. Die Euro-Einführung scheint hier keinen Einfluß gehabt zu haben.

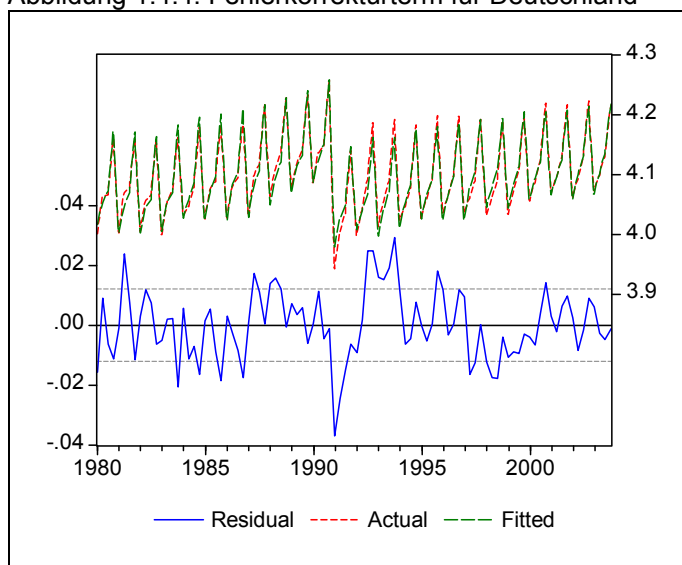
Die erste Stufe der Schätzung (zuerst Kointegration und dann Fehlerkorrekturform mit vorgegebener Kointegration) ergab folgende Kointegrationbeziehung:

Dependent Variable: LOG(DE_GWAGEEALT)-LOG(DE_PGDP)				
Method: Least Squares				
Date: 04/05/04 Time: 17:32				
Sample: 1980:1 2003:4				
Included observations: 96				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_PRODEEALT)	0.558479	0.029813	18.73244	0.0000
DE_URALT	-0.424995	0.115514	-3.679176	0.0004
DE_S9101	-0.009483	0.003383	-2.802868	0.0062
C	-1.171201	0.278339	-4.207822	0.0001
DE_Z1	-0.135703	0.004032	-33.65306	0.0000
DE_Z2	-0.109331	0.003572	-30.60980	0.0000
DE_Z3	-0.088929	0.003516	-25.29162	0.0000
R-squared	0.969581	Mean dependent var	4.098856	
Adjusted R-squared	0.967530	S.D. dependent var	0.067075	
S.E. of regression	0.012087	Akaike info criterion	-5.923327	
Sum squared resid	0.013002	Schwarz criterion	-5.736343	
Log likelihood	291.3197	F-statistic	472.7929	
Durbin-Watson stat	1.054050	Prob(F-statistic)	0.000000	

Ein ADF-Test auf diese Residuen ergibt einen t-Wert von -5,52 (Verzögerte Endogene mit Lags: 1,2,4,5 und i9101 als Exogene)⁶, was ausreichend ist, um auf Stationarität der Residuen und somit die Gültigkeit der Kointegrationsbeziehung schließen zu können.

⁶ Kritischer Wert zu 1% = -4,46.

Abbildung 1.4.4: Fehlerkorrekturterm für Deutschland



1.4.1.3 Lohnleichung – Frankreich

Dependent Variable: DLOG(FR_GWAGEE) prog_gwagee				
Method: Least Squares				
Date: 04/05/04 Time: 13:30				
Sample(adjusted): 1982:2 2003:4				
Included observations: 87 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FR_GWAGEE(-1))	-0.872796	0.058238	-14.98667	0.0000
LOG(FR_PC(-1))	0.589504	0.045495	12.95758	0.0000
LOG(FR_PRODEE(-1))	0.646782	0.052752	12.26079	0.0000
FR_UR(-1)/100	-1.008811	0.070653	-14.27837	0.0000
@TREND	0.001129	0.000103	11.00405	0.0000
FR_S8601	-0.005129	0.001744	-2.941114	0.0045
C	-1.330748	0.304636	-4.368325	0.0000
FR_Z1*FR_S9801	0.015237	0.001420	10.73337	0.0000
FR_Z3*FR_S9801	-0.005711	0.001542	-3.704525	0.0004
DLOG(FR_GWAGEE(-2))-DLOG(FR_GWAGEE(-6))	0.153016	0.035019	4.369511	0.0000
DLOG(FR_PC(-1))+DLOG(FR_PC(-2))+DLOG(FR_PC(-3))	-0.511971	0.055163	-9.281014	0.0000
DLOG(FR_PC(-4))	-0.217352	0.057568	-3.775595	0.0004
DLOG(FR_PC(-6))	0.138740	0.043478	3.191019	0.0022
DLOG(FR_PC(-7))	0.198698	0.046238	4.297253	0.0001
DLOG(FR_PRODEE(-1))+DLOG(FR_PRODEE(-2))+DLOG(FR_PRODEE(-3))+DLOG(FR_PRODEE(-4))+DLOG(FR_PRODEE(-5))	-0.638649	0.058052	-11.00124	0.0000
DLOG(FR_PRODEE(-6))	-0.469534	0.044958	-10.44378	0.0000
DLOG(FR_PRODEE(-7))	-0.297667	0.040050	-7.432356	0.0000
DLOG(FR_PRODEE(-8))	-0.139009	0.032299	-4.303848	0.0001

Anhang I

D(FR_UR(-1))+D(FR_UR(-3))+D(FR_UR(-8))	0.009345	0.001170	7.990389	0.0000
D(FR_UR(-6))	0.012088	0.001563	7.735399	0.0000
FR_I8904	0.007434	0.002293	3.241890	0.0019
FR_I9001	-0.008482	0.002265	-3.743983	0.0004
FR_I8601	0.007929	0.002488	3.187227	0.0022
R-squared	0.952743	Mean dependent var	0.008947	
Adjusted R-squared	0.936498	S.D. dependent var	0.008226	
S.E. of regression	0.002073	Akaike info criterion	-9.297919	
Sum squared resid	0.000275	Schwarz criterion	-8.646012	
Log likelihood	427.4595	F-statistic	58.64962	
Durbin-Watson stat	1.954480	Prob(F-statistic)	0.000000	

Kointegration: $\log(\text{gwagee}) = 0,68 \cdot \log(\text{pc}) + 0,74 \cdot \log(\text{prodee}) - 1,16 \cdot \text{ur}/100$

$+0,00 \cdot \text{trend} - 0,02 \cdot \text{s8601}$

Test auf $\text{Koeff}_{\log(\text{fr_pc})}=1$: F-stat = 134,1860, Prob(F(1,64)) = 0,00007

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.275002	Root Mean Squared Error	9.641159
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.942716	Mean Absolute Error	7.668625
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.216309	Mean Absolute Percentage Error	0.149637
White's heteroscedasticity test	0.273088	Theil Inequality Coefficient	0.000932
ARCH LM test (lag 1)	0.744797	Bias Proportion	0.000002
		Variance Proportion	0.000023
		Covariance Proportion	0.999974
Stability tests			
Reset test (1 fitted term)	0.533748		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

1.4.1.4 Lohngleichung – Spanien

Dependent Variable: D(LOG(ES_GYEEEE))

eq_es_gyeee_2

Method: Least Squares

Date: 06/04/04 Time: 10:50

Sample: 1986:1 2002:4

Included observations: 68

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ES_GYEEEE(-1))	-0.278317	0.040964	-6.794161	0.0000
LOG(ES_CPI(-1))	0.288377	0.073076	3.946241	0.0002
@TREND	0.001656	0.000725	2.284469	0.0265
KT9201	-0.001270	0.000400	-3.174964	0.0025
C	0.962670	0.176833	5.443949	0.0000

⁷ Genau genommen wurde $\text{Koeff}_{\text{pc}} = -\text{Koeff}_{\text{gwagee}}$ getestet.

Anhang I

Z1	-0.032799	0.007529	-4.356187	0.0001
Z2	-0.021951	0.004163	-5.273559	0.0000
Z3	-0.012032	0.007549	-1.593906	0.1170
Z1SD	-0.034078	0.007626	-4.468471	0.0000
Z2SD	-0.020773	0.008752	-2.373478	0.0214
Z3SD	0.038849	0.007904	4.914880	0.0000
D(S9201(-2))	0.036111	0.007462	4.839183	0.0000
D(S9201(-4))	0.022363	0.006531	3.424283	0.0012
D(LOG(ES_GYEEE(-3)))	-0.131193	0.045762	-2.866842	0.0060
D(LOG(ES_GYEEE(-4)))	0.422359	0.051589	8.187029	0.0000
D(LOG(ES_PRODET(-2)))	0.257954	0.079173	3.258117	0.0020
R-squared	0.993432	Mean dependent var	0.013167	
Adjusted R-squared	0.991537	S.D. dependent var	0.063700	
S.E. of regression	0.005860	Akaike info criterion	-7.238997	
Sum squared resid	0.001786	Schwarz criterion	-6.716760	
Log likelihood	262.1259	F-statistic	524.3156	
Durbin-Watson stat	1.965658	Prob(F-statistic)	0.000000	

ES_PRODET = ES_GDP/ES_ET*1000 , ES_ET: Zahl der Erwerbstätigen in 1000.

KT9201: im ersten Quartal 1992 beginnender Trend

Kointegration: $\ln(\text{gyeee}) = 1,04 \cdot \ln(\text{cpi}) + 0,0061 \cdot \text{trend} - 0,0046 \cdot \text{kt9201}$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.070169	Root Mean Squared Error	28.62858
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.978886	Mean Absolute Error	22.66359
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.105059	Mean Absolute Percentage Error	0.51736
White's heteroscedasticity test	0.583227	Theil Inequality Coefficient	0.003047
ARCH LM test (lag 1)	0.148704	Bias Proportion	0.000365
		Variance Proportion	0.000024
		Covariance Proportion	0.999611
Stability tests			
Reset test (1 fitted term)	0.382418		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

1.4.1.5 Lohnungleichung – Niederlande

Dependent Variable: DLOG(NL_GYEEE)		cl_gyeee0 2		
Method: Least Squares				
Date: 04/05/04 Time: 13:10				
Sample(adjusted): 1988:2 2003:4				
Included observations: 63 after adjusting endpoints				
Variable	Coeffi- cient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(NL_GYEEE(-1))-LOG(NL_PC(-1))	-0.394102	0.068370	-5.764273	0.0000
LOG(NL_PRODEE(-1))	0.073367	0.030466	2.408174	0.0198
LOG(NL_UR(-1)/100)	-0.021707	0.004664	-4.654024	0.0000
C	0.885608	0.261703	3.384024	0.0014
Z1	-0.101698	0.016085	-6.322432	0.0000
Z3	-0.131661	0.025761	-5.110844	0.0000
DLOG(NL_GYEEE(-1))	0.232940	0.042130	5.529046	0.0000
DLOG(NL_GYEEE(-4))	0.731008	0.040290	18.14383	0.0000
DLOG(NL_PC(-1))	-0.450326	0.133954	-3.361792	0.0015
DLOG(NL_PRODEE(-4))	-0.349857	0.087117	-4.015951	0.0002
DLOG(NL_UR(-2)/100)	0.045020	0.014828	3.036040	0.0038
DLOG(NL_UR(-4)/100)	0.028143	0.014208	1.980782	0.0532
NL_I9503	0.014774	0.005228	2.825684	0.0068
NL_I8901	-0.013084	0.005482	-2.386566	0.0209
R-squared	0.999221	Mean dependent var		0.008009
Adjusted R-squared	0.999014	S.D. dependent var		0.155505
S.E. of regression	0.004882	Akaike info criterion		-7.613442
Sum squared resid	0.001168	Schwarz criterion		-7.137189
Log likelihood	253.8234	F-statistic		4835.330
Durbin-Watson stat	2.347544	Prob(F-statistic)		0.000000

Kointegration: $\log(\text{gyeee}) - \log(\text{pc}) = 0,19 \cdot \log(\text{prodee}) - 0,06 \cdot \log(\text{ur}/100)$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.462997	Root Mean Squared Error	37.36581
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.103668	Mean Absolute Error	30.34774
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.178054	Mean Absolute Percentage Error	0.458451
White's heteroscedasticity test	0.666396	Theil Inequality Coefficient	0.002793
ARCH LM test (lag 1)	0.177211	Bias Proportion	0.004382
		Variance Proportion	0.009845
		Covariance Proportion	0.985773
Stability tests			
Reset test (1 fitted term)	0.801814		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

1.4.1.6 Prognosequalität für die vier Länder

Abb. 1.4.9: Deutschland: Cusum, In-Sampe und Out-of-Sample Prognose der Lohnungleichung.

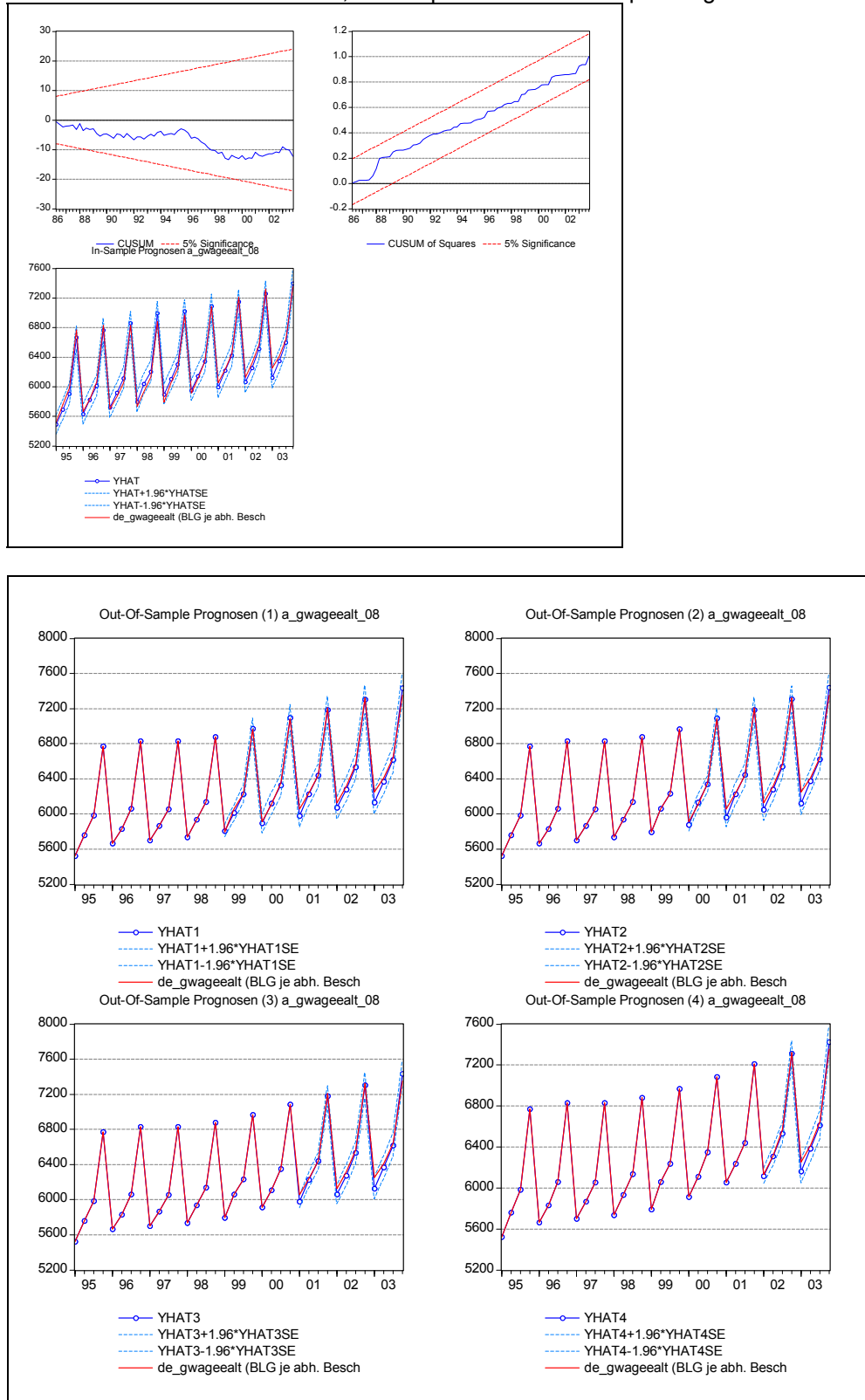


Abb. 1.4.10: Frankreich: Cusum, In-Sampe und Out-of-Sample Prognose der Lohngleichung.

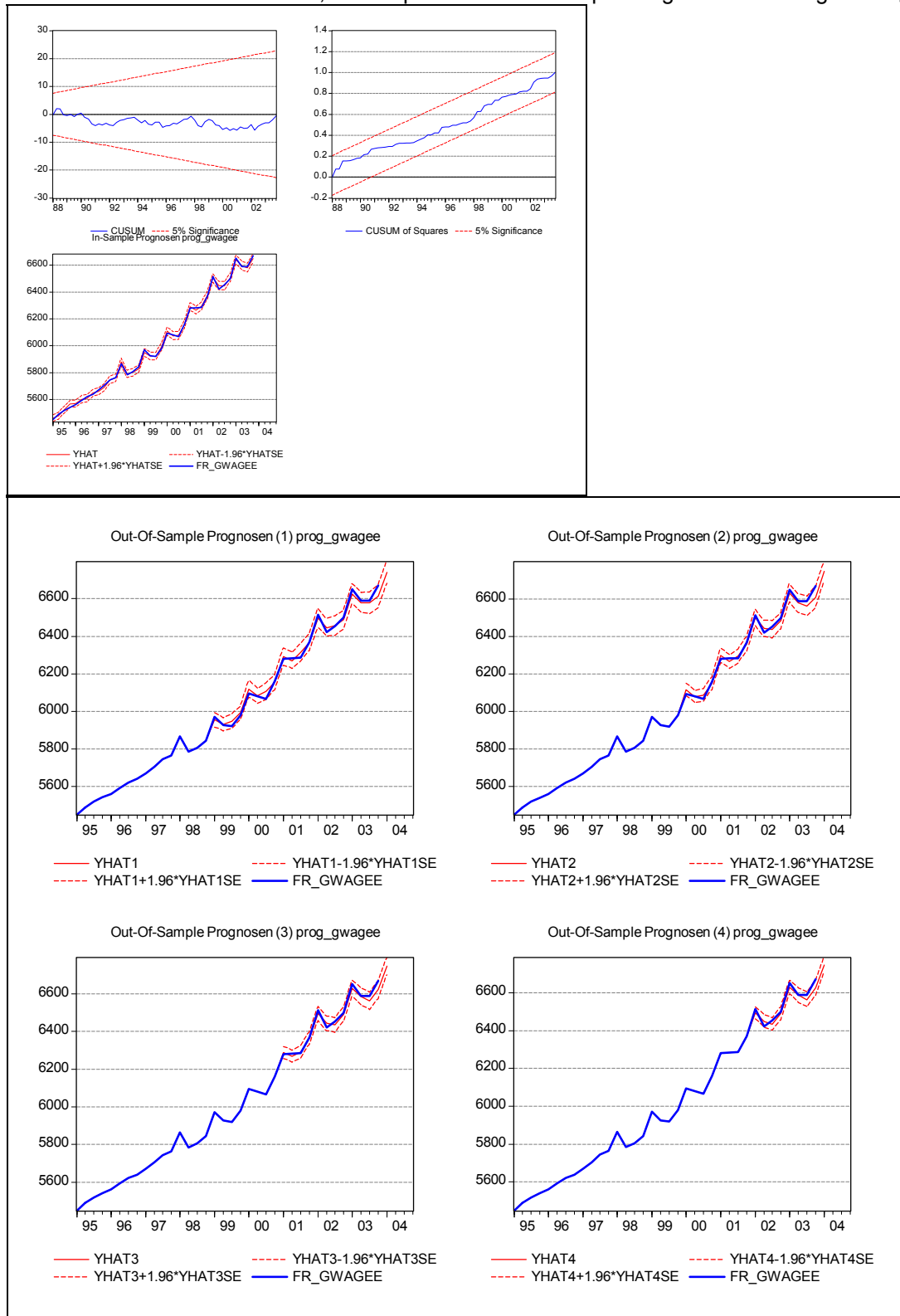


Abb. 1.4.11: Spanien: Cusum, In-Sample und Out-of-Sample Prognose der Lohngleichung.

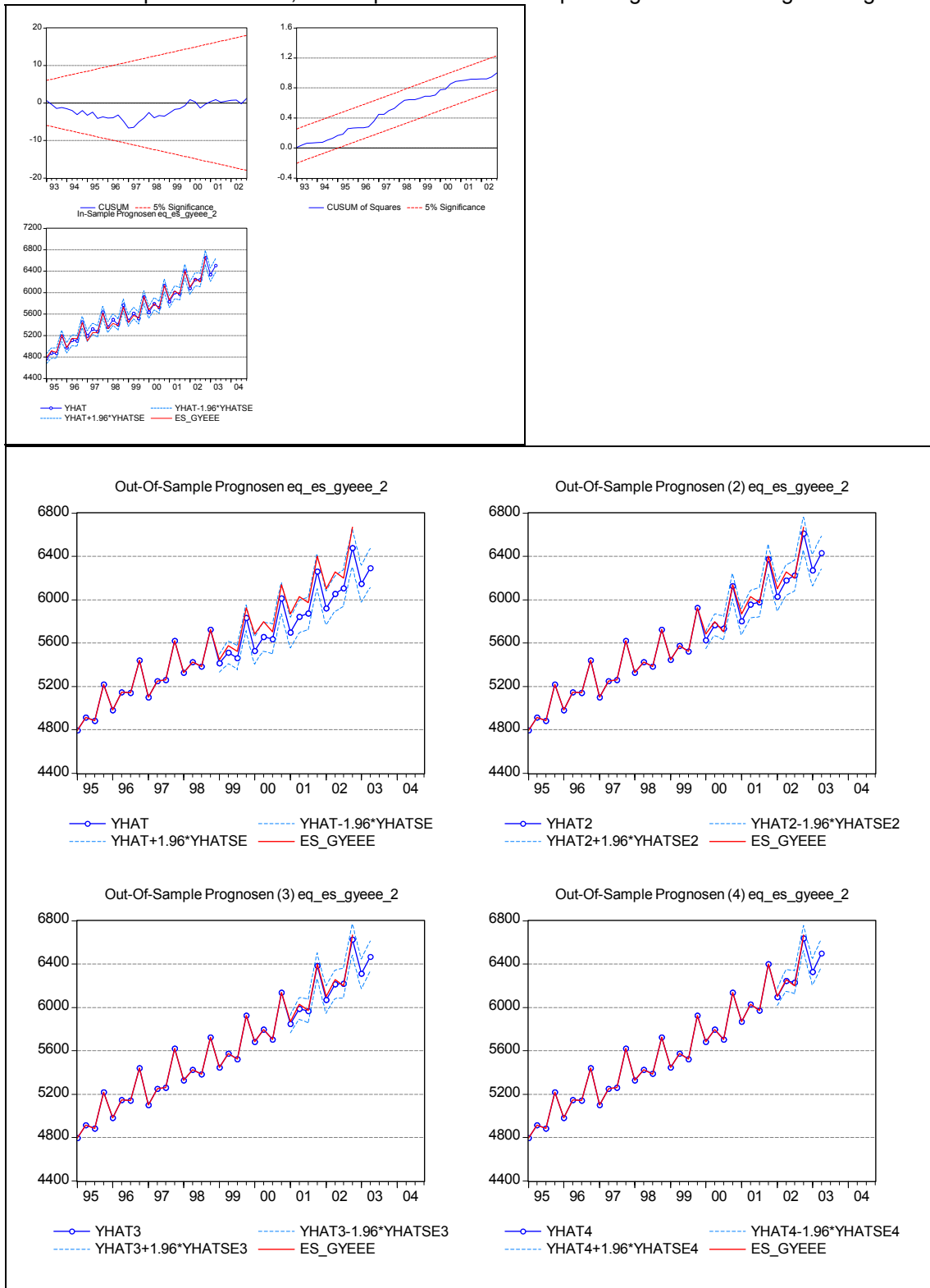
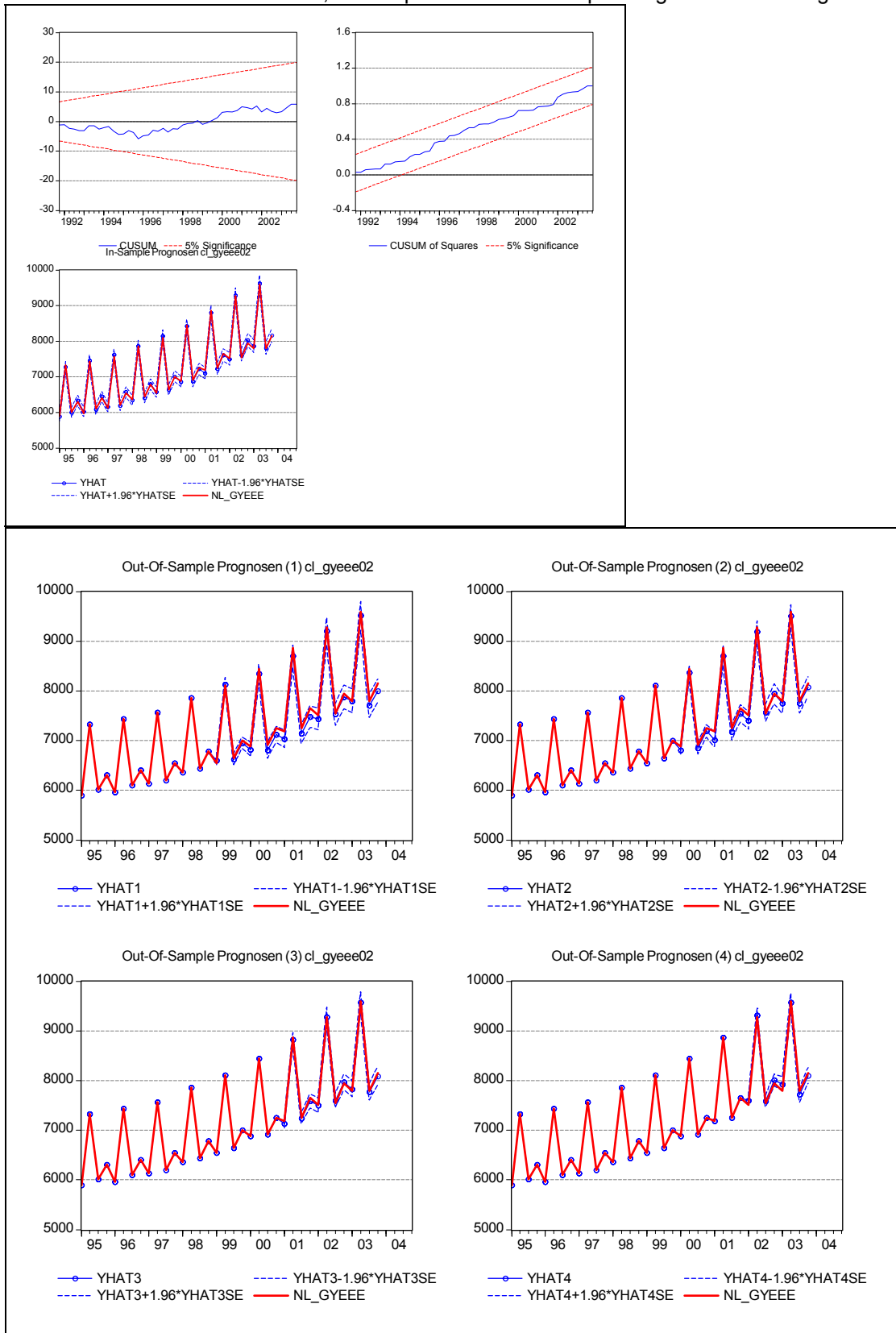


Abb. 1.4.12: Niederlande: Cusum, In-Sampe und Out-of-Sample Prognosen der Lohngleichung.



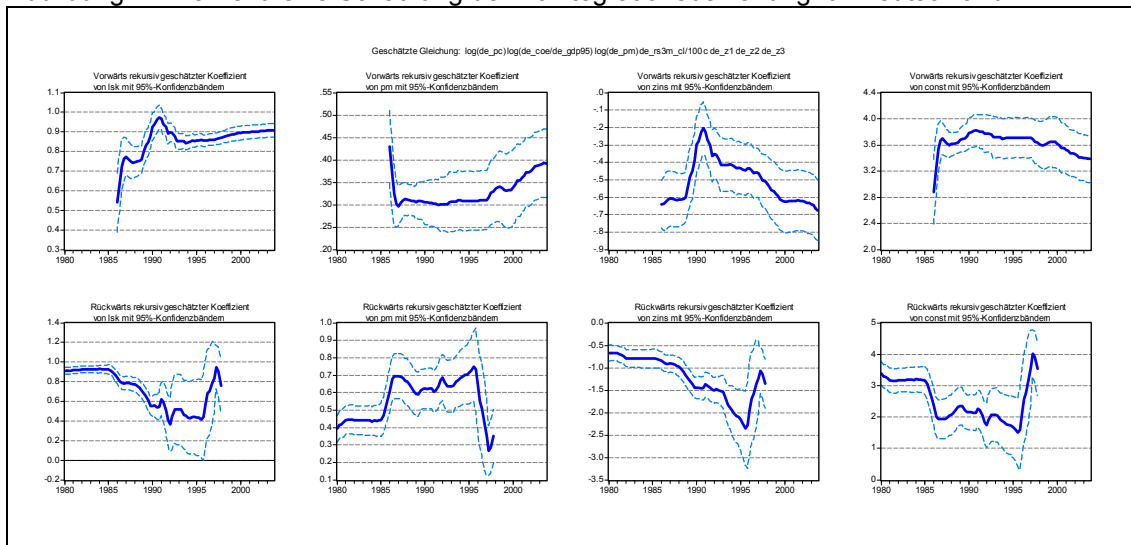
1.4.2 Preisgleichung

1.4.2.1 Stabilitätsvoranalyse

Wie bei den anderen Gleichungen werden auch bei den Preisgleichungen Vorwärts- und Rückwärtsanalysen der rekursiven Koeffizientenschätzungen durchgeführt.

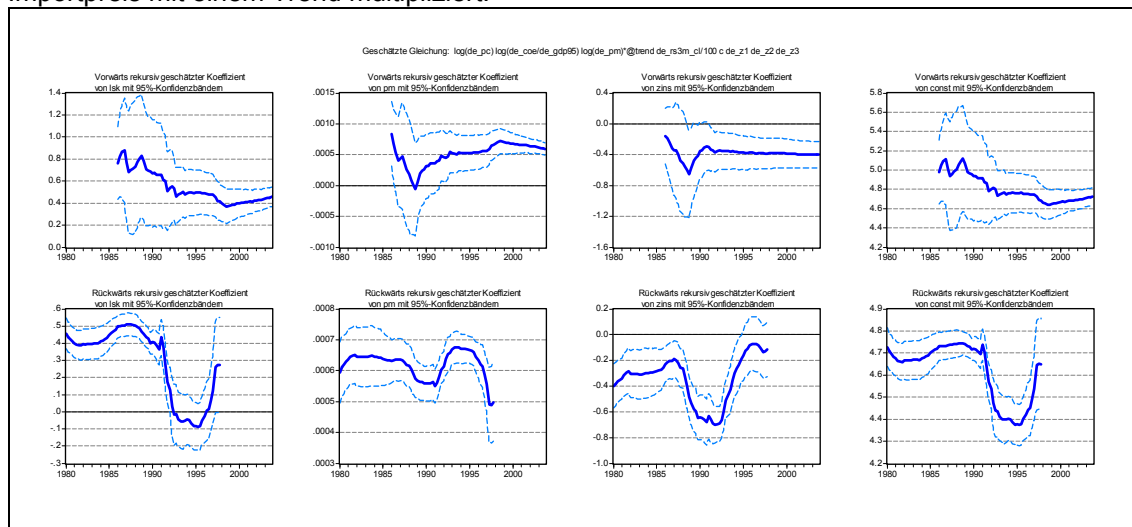
Wie immer für **Deutschland** wird 1991 ein Bruch bei allen Variablen sichtbar (Abb. 1.4.13). Interessant ist, dass die Schätzungen mit dem Importpreis multipliziert mit einem Trend (Abb. 1.4.14) zu stabileren Ergebnissen geführt haben. Insbesondere werden bei der Vorwärtsanalyse die Koeffizienten der Lohnstückkosten, des Zinses, der Konstanten und des Trends viel stabiler. Im Prinzip kann man nur noch den Bruch von 1991 beobachten (bei dem Trend zusätzlich etwas ab 2000/2001). Nur bei dem Importpreis scheint ein zusätzlicher Bruch 1991 zu bestehen. Bei der Rückwärtsanalyse sind die Bilder kaum verschieden; der Koeffizient der Konstanten ist stabiler, der des Trends eher instabiler. Die Schätzungen mit einem zusätzlichen deterministischen Trend haben die Ergebnisse deutlich verschlechtert, so dass hier keiner einbezogen worden ist.

Abbildung 1.4.13: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für Deutschland.⁸



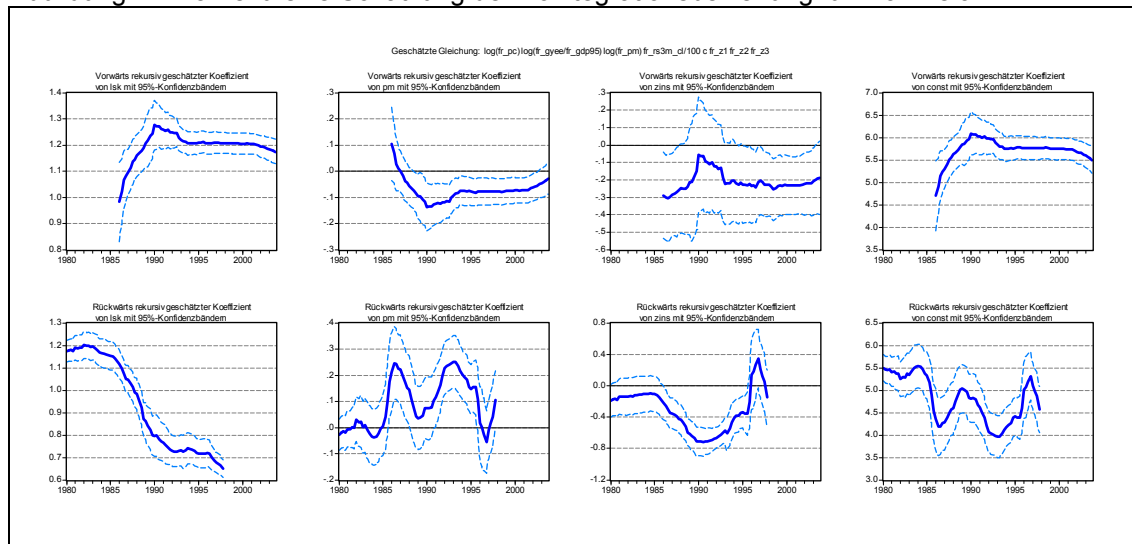
⁸coe = Arbeitsnehmerentgelte insg., lsk = nominale Lohnstückkosten (coe/gdp95), zins=nominaler kurzfristiger Zins (3 Monate), pm=Importpreise.

Abbildung 1.4.14: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für Deutschland mit dem Importpreis mit einem Trend multipliziert.



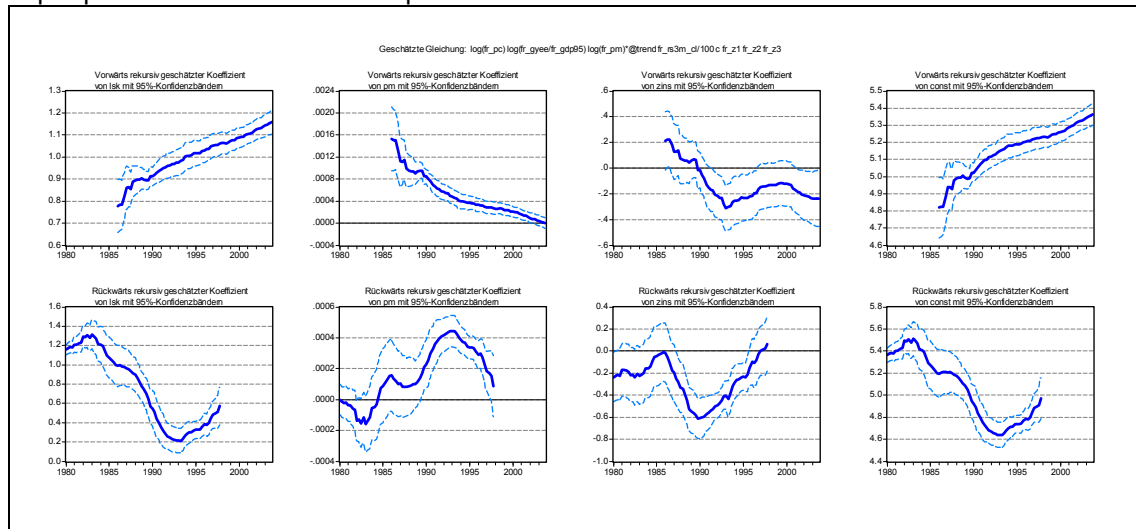
In **Frankreich** waren beide Arten von Schätzungen sehr instabil, wenn man einen deterministischen Trend einbezogen hat. Deshalb wurde hier keinen Trend genommen. Die Stabilitätsanalysen zeigen – im Gegensatz zu Deutschland - dass die Multiplikation der Importpreise mit einem Trend (Abb. 1.4.16) nicht günstig ist. Ohne diese Anpassung (Abb. 1.4.15) sind die Ergebnisse relativ gut. Zwei Instabilitätsperioden um 1990-1991 und am Ende des Zeitraumes (2002-2003) können bei der Vorwärts-Analyse für alle Koeffizienten festgestellt werden.

Abbildung 1.4.15: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für Frankreich.⁹



⁹gyee = Arbeitsnemerentgelte insg., lsk = nominale Lohnstückkosten (gyee/gdp95), zins=nominaler kurzfristiger Zins (3 Monate), pm=Importpreise.

Abbildung 1.4.16: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für Frankreich mit dem Importpreis mit einem Trend multipliziert.



Für Spanien sind die Schätzungen auch nicht stabil (Abb. 1.4.17). Die Schätzung mit den Importpreisen multipliziert mit einem Trend lieferte bessere Ergebnisse (Abb. 1.4.18).

Abbildung 1.4.17: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für Spanien mit dem Importpreis mit einem Trend multipliziert.

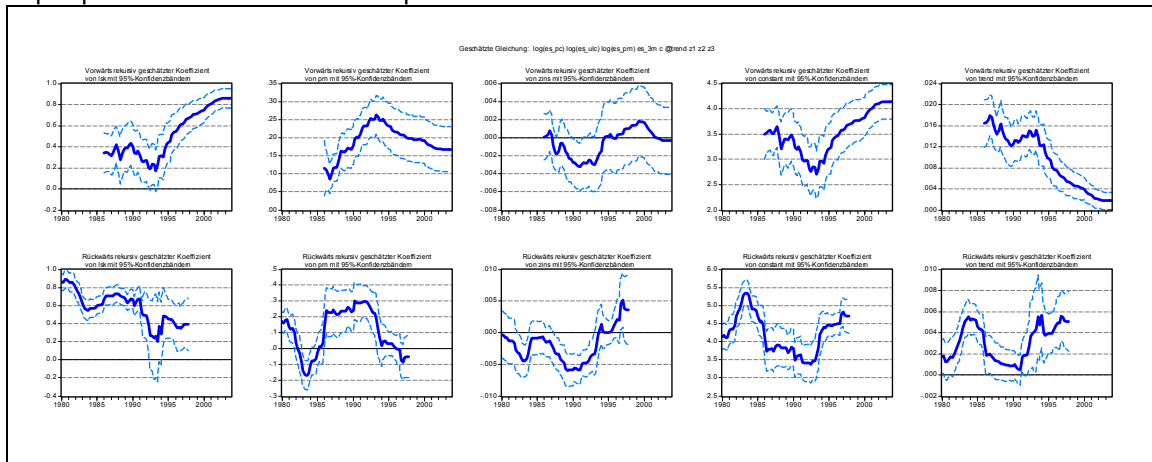
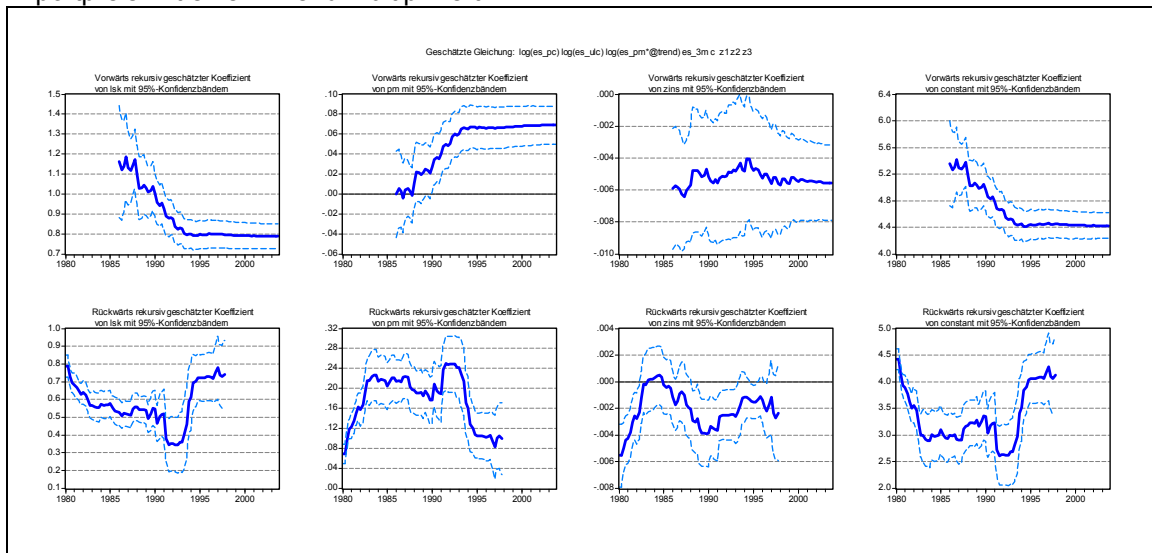


Abbildung 1.4.18: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für Spanien mit dem Importpreis mit einem Trend multipliziert.



Für die **Niederlande** sind die Schätzungen (Abb. 1.4.19) nicht stabil, wenn man die Lohnstückkosten und den kurzfristiger Zins einbezieht. Lässt man diese zwei Variablen beiseite (Abb. 1.4.20), kann man bei der Vorwärtsanalyse einen 2001 Bruch bei der Konstanten und den Importpreisen erkennen und bei der Rückwärtsanalyse 1986-87 bei dem Trend und eventuell bei den Importpreisen und der Konstante.

Abbildung 1.4.19: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für die Niederlande.¹⁰

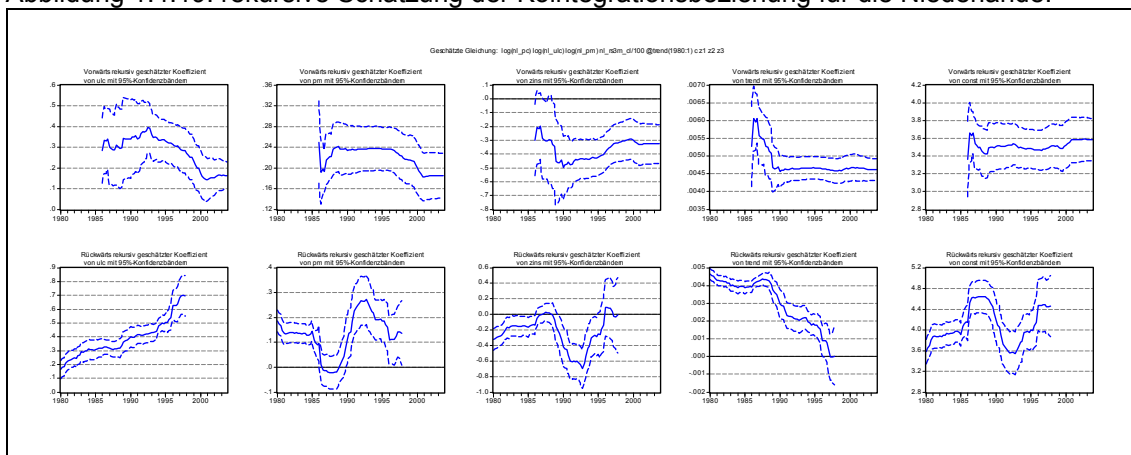
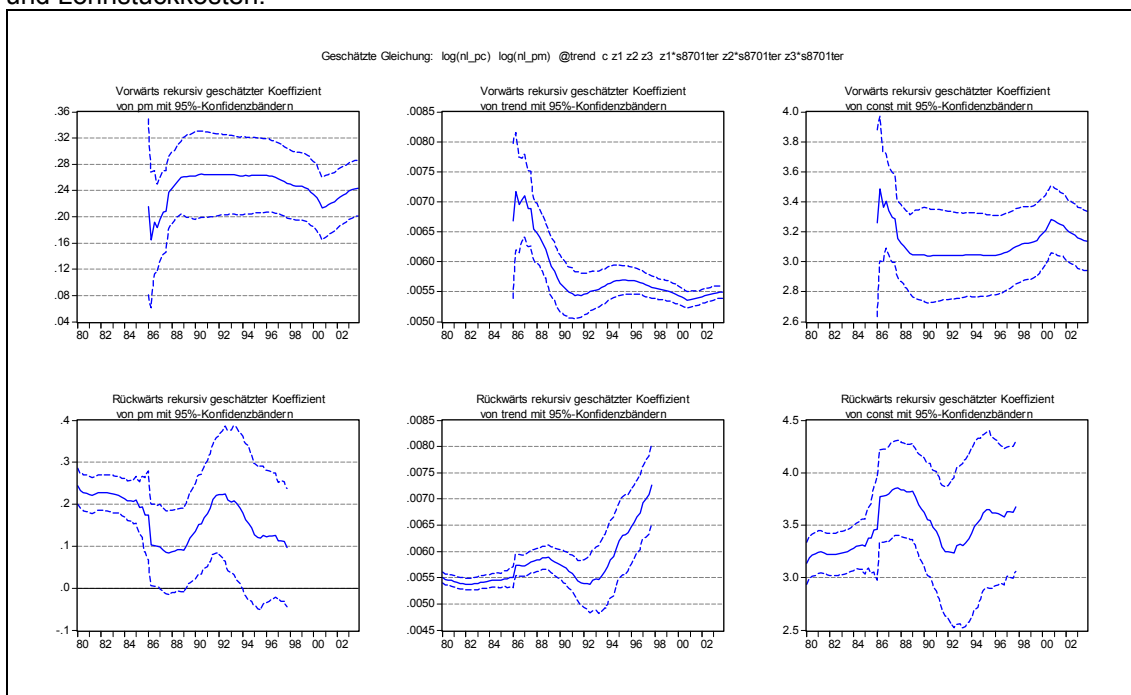


Abbildung 1.4.20: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für Niederlande ohne Zins und Lohnstückkosten.



¹⁰gyee = Arbeitsnehmerentgelte insg., lsk = nominale Lohnstückkosten (gyee/gdp95), zins=nominaler kurzfristiger Zins (3 Monate), pm=Importpreise.

1.4.2 Preisgleichung – Deutschland

Dependent Variable: DLOG(DE_PC)		a_pc_09r		
Method: Least Squares				
Date: 05/27/04 Time: 17:39				
Sample(adjusted): 1982:1 2003:4				
Included observations: 88 after adjusting endpoints				
Variable	Coeffi- cient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_PC(-1))	-0.129032	0.017712	-7.285089	0.0000
LOG(DE_ULC(-1))	0.040208	0.009906	4.058861	0.0001
LOG(DE_PM(-1))*@TREND(1970:1)	0.037197	0.005624	6.614356	0.0000
C	0.275468	0.052736	5.223526	0.0000
Z1	-0.025009	0.005699	-4.388205	0.0000
Z2	-0.011787	0.003435	-3.431249	0.0010
Z3	-0.015648	0.004670	-3.350492	0.0013
DE_I9101	-0.021831	0.002596	-8.410224	0.0000
DE_I9101(-4)	0.022491	0.003059	7.353311	0.0000
DE_I8502	-0.010110	0.002750	-3.676060	0.0005
DLOG(DE_PC(-1))+DLOG(DE_PC(-3))- DLOG(DE_PC(-7))	-0.124682	0.031056	-4.014750	0.0001
DLOG(DE_PC(-2))-DLOG(DE_PC(-6))	-0.273979	0.045600	-6.008348	0.0000
DLOG(DE_PC(-4))	0.626035	0.045970	13.61842	0.0000
DLOG(DE_ULC(-1))-DLOG(DE_ULC(-5))	-0.091313	0.019636	-4.650143	0.0000
DLOG(DE_ULC(-3))-DLOG(DE_ULC(-4))	0.053544	0.013601	3.936686	0.0002
DLOG(DE_PM)	0.116895	0.017786	6.572393	0.0000
DLOG(DE_PM(-1))+DLOG(DE_PM(-2))- DLOG(DE_PM(-4))	0.048659	0.010892	4.467417	0.0000
D(DE_RS3M_CL(-6))-D(DE_RS3M_CL(-7))	0.002010	0.000418	4.804175	0.0000
R-squared	0.913780	Mean dependent var		0.004634
Adjusted R-squared	0.892840	S.D. dependent var		0.007455
S.E. of regression	0.002441	Akaike info criterion		-9.012933
Sum squared resid	0.000417	Schwarz criterion		-8.506205
Log likelihood	414.5690	F-statistic		43.63955
Durbin-Watson stat	2.033596	Prob(F-statistic)		0.000000

Kointegration: $\log(pc) = 0,31 \cdot \log(ulc) + 0,29 \cdot \log(pm \cdot trend)$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.210477	Root Mean Squared Error	0.373471
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.797649	Mean Absolute Error	0.313498
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.889270	Mean Absolute Percentage Error	0.345574
White's heteroscedasticity test	0.859335	Theil Inequality Coefficient	0.001985
ARCH LM test (lag 1)	0.620521	Bias Proportion	0.000002
		Variance Proportion	0.010477
		Covariance Proportion	0.989521
Stability tests			
Reset test (1 fitted term)	0.046211		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

1.4.2.3 Preisgleichung – Frankreich

Dependent Variable: DLOG(FR_PC)		cl_pc_12r		
Method: Least Squares				
Date: 05/27/04 Time: 17:44				
Sample(adjusted): 1982:2 2003:4				
Included observations: 87 after adjusting endpoints				
Variable	Coeffi- cient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECT(-1)	-0.100842	0.018009	-5.599670	0.0000
FR_S9601	-0.003220	0.000533	-6.045832	0.0000
FR_I8602	-0.008259	0.002203	-3.749870	0.0004
C	0.005337	0.000498	10.70721	0.0000
Z2	-0.017376	0.001658	-10.48002	0.0000
FR_S8601*Z1	0.005752	0.000915	6.288839	0.0000
FR_S8601*Z2	0.022063	0.001818	12.13507	0.0000
FR_S8601*Z3	0.010206	0.001254	8.140712	0.0000
DLOG(FR_PC(-1))-DLOG(FR_PC(-8))	-0.271244	0.023749	-11.42150	0.0000
DLOG(FR_PC(-4))+DLOG(FR_PC(-5))	0.140782	0.018842	7.471698	0.0000
DLOG(FR_ULC(-4))-DLOG(FR_ULC(-7))	-0.078262	0.008567	-9.135608	0.0000
DLOG(FR_PM)	0.101060	0.012217	8.272400	0.0000
DLOG(FR_PM(-1))+DLOG(FR_PM(-2))+DLOG(FR_PM(-7))	0.034000	0.007179	4.735712	0.0000
D(FR_RS3M_CL(-2))/100-D(FR_RS3M_CL(-3))/100-D(FR_RS3M_CL(-4))/100+D(FR_RS3M_CL(-5))/100-D(FR_RS3M_CL(-7))/100-D(FR_RS3M_CL(-8))/100	-0.084268	0.010877	-7.747048	0.0000
FR_I8202	0.010690	0.002291	4.666063	0.0000
R-squared	0.965052	Mean dependent var	0.007403	
Adjusted R-squared	0.958256	S.D. dependent var	0.009566	
S.E. of regression	0.001954	Akaike info criterion	-9.481874	
Sum squared resid	0.000275	Schwarz criterion	-9.056718	
Log likelihood	427.4615	F-statistic	142.0134	
Durbin-Watson stat	2.005257	Prob(F-statistic)	0.000000	

ECT(-1) = LOG(FR_PC(-1)) - 0.698430741*LOG(FR_ULC(-1)) - 0.203748928*LOG(FR_PM(-1))*@TREND(1970:2)) - 0.05111520177*FR_S8601(-1) - 3.112229982 + 0.01740778388*Z1(-1) + 0.01004079809*Z2(-1) + 0.04127816931*Z3(-1) ¹¹

Kointegration: $\log(pc) = 0,70*\log(ulc) + 0,20*\log(pm*trend) + 0,05*s8601$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.208622	Root Mean Squared Error	0.245635
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.971720	Mean Absolute Error	0.196033
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.784630	Mean Absolute Percentage Error	0.209831
White's heteroscedasticity test	0.042091	Theil Inequality Coefficient	0.001324
ARCH LM test (lag 1)	0.639115	Bias Proportion	0.013397
		Variance Proportion	0.042651

¹¹ Ein ADF-Test auf ect hat keine gute Ergebnisse geliefert, denn die t-stat ist -1,07 (ohne Konstante, mit 4 Lags und i8601 und z1). Der Ladungskoeffizient ist aber signifikant und es war die einzige Chance die Importpreise in den Fehlerkorrekturterm einzubringen.

	Covariance Proportion	0.943952
Stability tests		
Reset test (1 fitted term)	0.528292	
CUSUM test ^a	0	
CUSUM ² test ^a	0	
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.		

1.4.2.4 Preisgleichung – Spanien

Dependent Variable: D(LOG(ES_PC))

eq_es_pc

Method: Least Squares

Date: 06/04/04 Time: 12:43

Sample: 1982:1 2002:4

Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ES_PC(-1))	-0.155584	0.030804	-5.050688	0.0000
LOG(ES_ULC(-1))	0.056372	0.020279	2.779892	0.0070
LOG(ES_PM(-1))	0.026375	0.009132	2.888335	0.0052
@TREND	0.001479	0.000562	2.631689	0.0105
KT9201	-0.000846	0.000355	-2.384830	0.0199
C	0.549823	0.103758	5.299086	0.0000
Z1	0.002297	0.002126	1.079968	0.2840
Z2	0.003915	0.002173	1.801613	0.0760
Z3	0.000474	0.002181	0.217269	0.8286
Z1SD	-0.018114	0.006864	-2.639048	0.0103
Z2SD	0.073272	0.010510	6.971896	0.0000
Z3SD	0.048676	0.004454	10.92851	0.0000
D(LOG(ES_PC(-1)))	0.222931	0.102306	2.179073	0.0328
D(LOG(ES_PC(-7)))	-0.144636	0.048546	-2.979359	0.0040
D(LOG(ES_ULC(-3)))	0.046003	0.020488	2.245316	0.0280
D(LOG(ES_PM(-5)))	-0.042180	0.021209	-1.988822	0.0507
R-squared	0.978210	Mean dependent var	0.013932	
Adjusted R-squared	0.973403	S.D. dependent var	0.028138	
S.E. of regression	0.004589	Akaike info criterion	-7.760749	
Sum squared resid	0.001432	Schwarz criterion	-7.297736	
Log likelihood	341.9514	F-statistic	203.5120	
Durbin-Watson stat	2.135551	Prob(F-statistic)	0.000000	

Kointegration: $\log(\text{pc}) = 0,35 * \log(\text{ulc}) + 0,16 * \log(\text{pm}) + 0,009 * \text{trend} - 0,005 * \text{KT9201}$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.448167	Root Mean Squared Error	0.636552
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.252496	Mean Absolute Error	0.500663
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.605828	Mean Absolute Percentage Error	0.610993
White's heteroscedasticity test	0.023607	Theil Inequality Coefficient	0.003619
ARCH LM test (lag 1)	0.307887	Bias Proportion	0.000502
		Variance Proportion	0.002656
		Covariance Proportion	0.996842

Stability tests

Reset test (1 fitted term)	0.042812
CUSUM test ^a	0

CUSUM² test^a

0

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Der Deflator der privaten Konsumausgaben und der Verbraucherpreisindex, der als maßgebliche Größe der Lohnindexierung in der Lohngleichung verwendet wird, unterscheiden sich im Niveau und im Verlauf kaum. Allerdings zeigt der Deflator der privaten Konsumausgaben von 1980 bis 1991 ein deutliches Saisonmuster, das ab 1992 mit einem Schlag entfällt. Der CPI wird daher wie folgt geschätzt:

Dependent Variable: D(LOG(ES_CPI))		eq_es_cpi		
Method: Least Squares				
Date: 06/04/04 Time: 13:06				
Sample: 1980:2 2002:4				
Included observations: 91				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ES_CPI(-1))	-0.202082	0.056041	-3.605958	0.0005
LOG(ES_PC(-1))	0.175789	0.054692	3.214153	0.0018
C	0.130463	0.008764	14.88562	0.0000
Z1SD	0.010950	0.002402	4.558091	0.0000
Z2SD	0.009329	0.004729	1.972648	0.0518
Z3SD	0.009142	0.002737	3.339672	0.0012
R-squared	0.766347	Mean dependent var		0.015371
Adjusted R-squared	0.752603	S.D. dependent var		0.010451
S.E. of regression	0.005198	Akaike info criterion		-7.617377
Sum squared resid	0.002297	Schwarz criterion		-7.451826
Log likelihood	352.5907	F-statistic		55.75755
Durbin-Watson stat	1.778785	Prob(F-statistic)		0.000000

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.41464	Root Mean Squared Error	0.886946
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.38976	Mean Absolute Error	0.678009
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.080727	Mean Absolute Percentage Error	0.816364
White's heteroscedasticity test	0.16633	Theil Inequality Coefficient	0.005203
ARCH LM test (lag 1)	0.595226	Bias Proportion	0.004062
		Variance Proportion	0.015722
		Covariance Proportion	0.980215
Stability tests			
Reset test (1 fitted term)	0.99716		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

1.4.2.5 Preisgleichung – Niederlande

Dependent Variable: DLOG(NL_PC)	nl_pc_13r1
Method: Least Squares	
Date: 09/09/04 Time: 16:01	

Sample(adjusted): 1982:1 2003:4				
Included observations: 88 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(NL_PC(-1))	-0.512191	0.055548	-9.220678	0.0000
LOG(NL_PM(-1))	0.161967	0.024435	6.628558	0.0000
@TREND	0.002716	0.000303	8.961615	0.0000
NL_S8701R	-0.024960	0.006834	-3.652341	0.0005
NL_S8701R*@TREND	0.000863	0.000249	3.458862	0.0009
C	1.438107	0.178201	8.070162	0.0000
Z2	-0.008479	0.003233	-2.623026	0.0107
Z3	-0.005038	0.001975	-2.550879	0.0130
Z1*NL_S8701R	0.031570	0.004918	6.419305	0.0000
Z3*NL_S8701R	-0.016598	0.004723	-3.514333	0.0008
NL_I8601	-0.030760	0.005482	-5.611101	0.0000
NL_I0101	0.011736	0.004761	2.464745	0.0162
DLOG(NL_PC(-2))	0.245497	0.064952	3.779689	0.0003
DLOG(NL_PC(-4))	0.474747	0.058255	8.149430	0.0000
DLOG(NL_PC(-7))	0.157438	0.052539	2.996617	0.0038
DLOG(NL_ULC(-6))+DLOG(NL_ULC(-7))	-0.033124	0.011839	-2.797787	0.0067
DLOG(NL_PM(-2))+DLOG(NL_PM(-3))	-0.113719	0.024175	-4.703908	0.0000
D(NL_RS3M_CL(-1)/100)	-0.441818	0.127784	-3.457551	0.0009
D(NL_RS3M_CL(-3)/100)	-0.607167	0.096010	-6.324013	0.0000
D(NL_RS3M_CL(-5)/100)+D(NL_RS3M_CL(-7)/100)	-0.298608	0.068671	-4.348400	0.0000

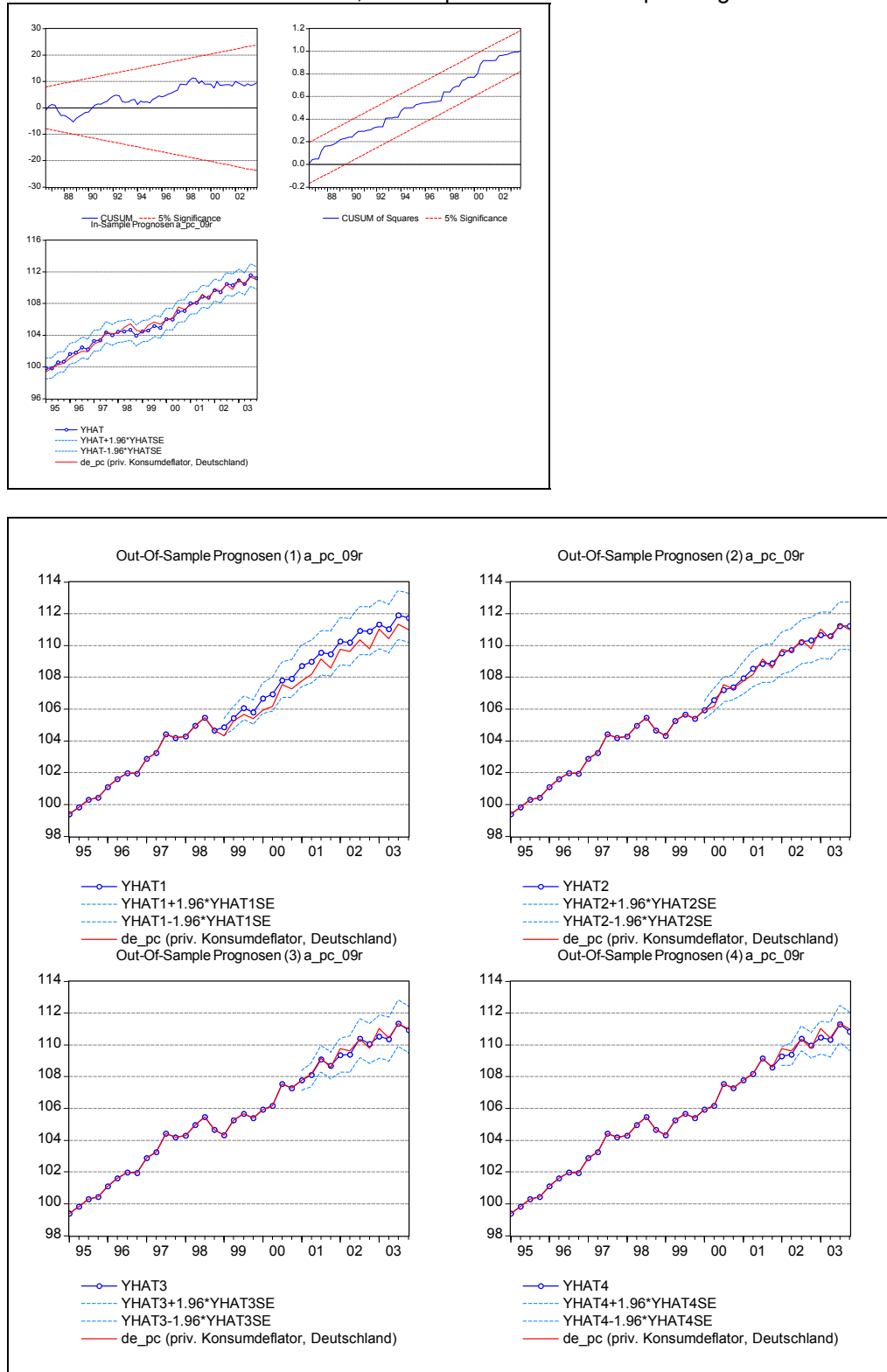
Kointegration: $\log(\text{pc}) = 0,32 \cdot \log(\text{pm}) + 0,01 \cdot \text{trend} + 0,00 \cdot t(80-87) + 0,05 \cdot s8701$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.966	Root Mean Squared Error	0.430977
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.139	Mean Absolute Error	0.343880
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.129	Mean Absolute Percentage Error	0.355323
White's heteroscedasticity test	0.342	Theil Inequality Coefficient	0.002216
ARCH LM test (lag 1)	0.931	Bias Proportion	0.000236
		Variance Proportion	0.008831
		Covariance Proportion	0.990933
Stability tests			
Reset test (1 fitted term)	0.37		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

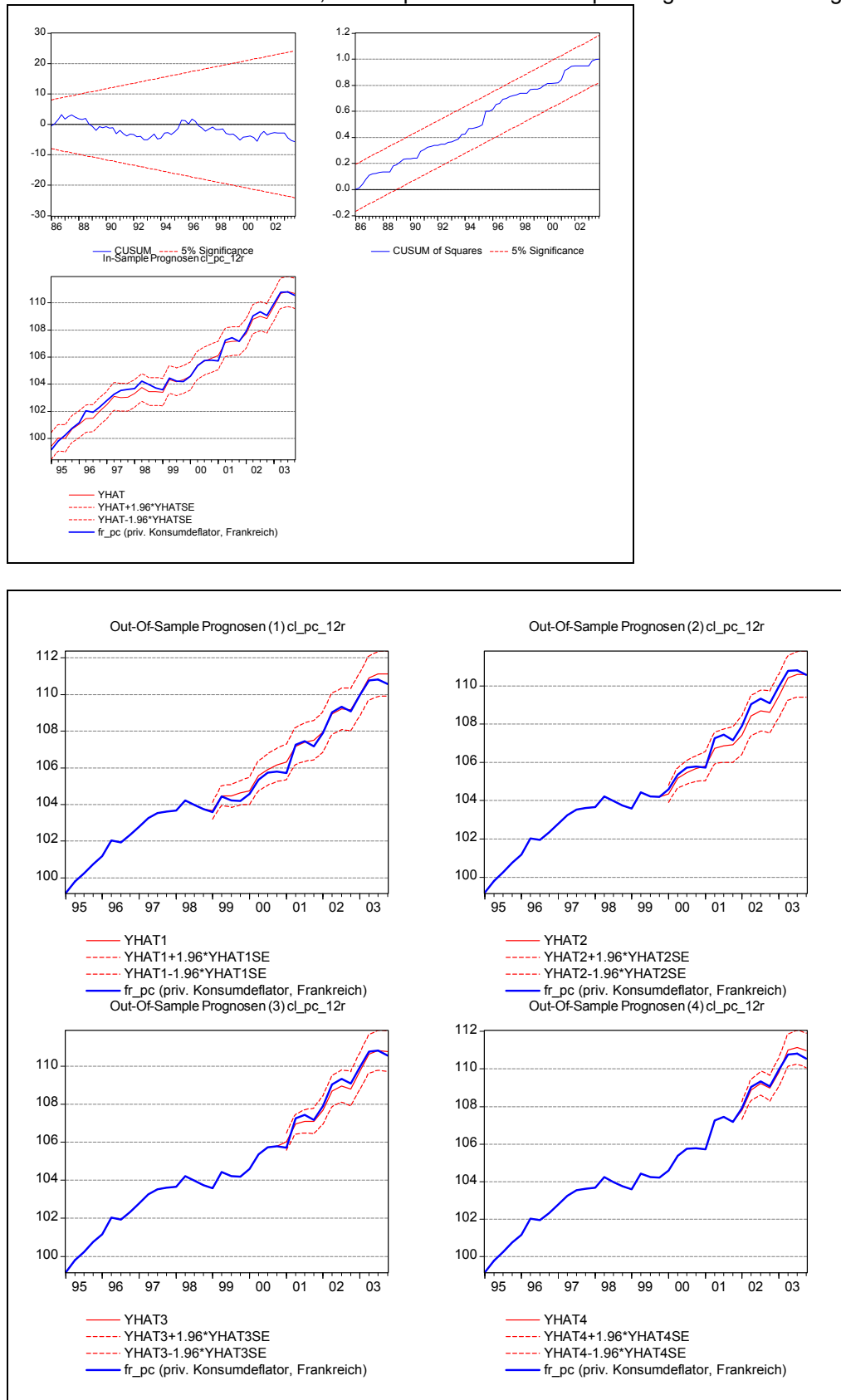
1.4.2.6 Prognosequalität für die vier Länder

Abb. 1.4.21: Deutschland: Cusum, In-Sampe und Out-of-Sample Prognosen der Preisgleichung.



Keine Instabilität am Ende des Zeitraumes.

Abb. 1.4.22: Frankreich: Cusum, In-Sampe und Out-of-Sample Prognosen der Preisgleichung.



Kointegration für Frankreich:

Anhang I

Dependent Variable: LOG(FR_PC)		cl_pc_12k		
Method: Least Squares				
Date: 06/01/04 Time: 18:34				
Sample: 1980:1 2003:4				
Included observations: 96				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FR_ULC)	0.698431	0.067422	10.35911	0.0000
LOG(FR_PM*@TREND(1970:1))	0.203749	0.030919	6.589790	0.0000
FR_S8601	0.051115	0.006400	7.987120	0.0000
C	3.112230	0.332190	9.368813	0.0000
Z1	-0.017408	0.004166	-4.179016	0.0001
Z2	-0.010041	0.004110	-2.443227	0.0165
Z3	-0.041278	0.005183	-7.963919	0.0000
R-squared	0.996498	Mean dependent var	4.452679	
Adjusted R-squared	0.996262	S.D. dependent var	0.230489	
S.E. of regression	0.014092	Akaike info criterion	-5.616337	
Sum squared resid	0.017673	Schwarz criterion	-5.429354	
Log likelihood	276.5842	F-statistic	4221.069	
Durbin-Watson stat	1.149863	Prob(F-statistic)	0.000000	

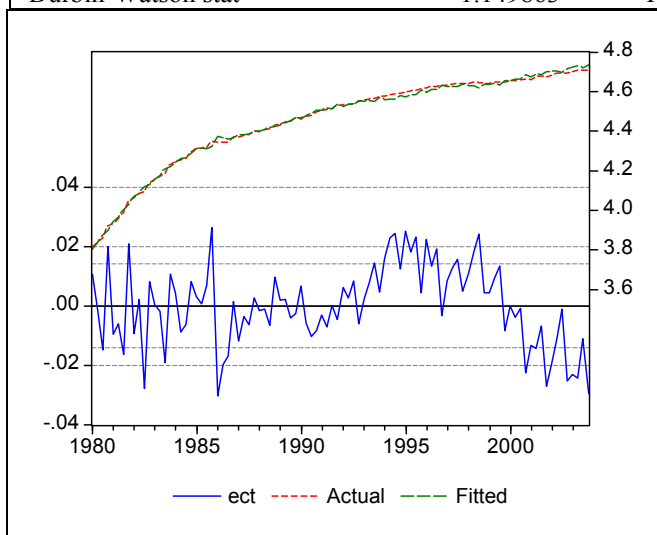


Abb. 1.4.23: Spanien: Cusum, In-Sampe und Out-of-Sample Prognosen der Preisgleichung.

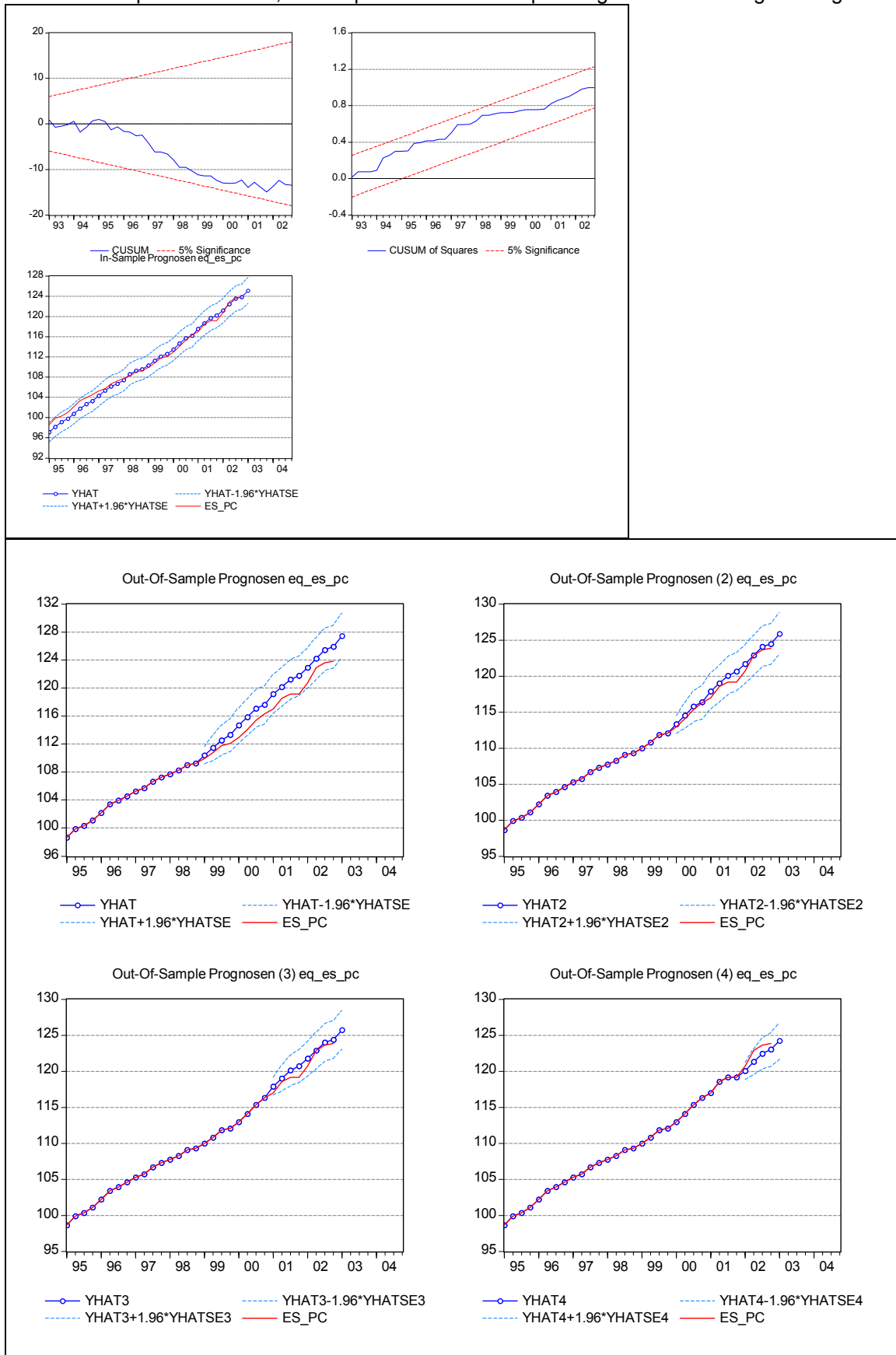
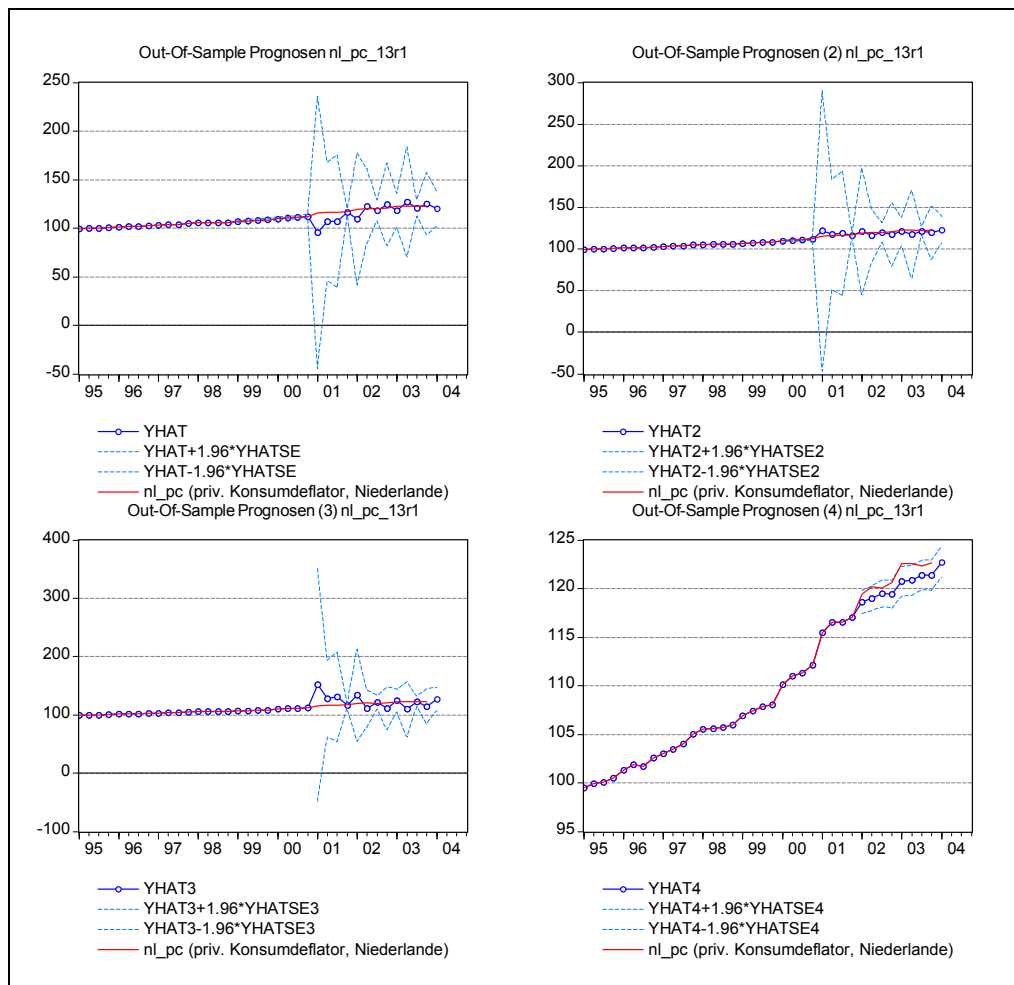
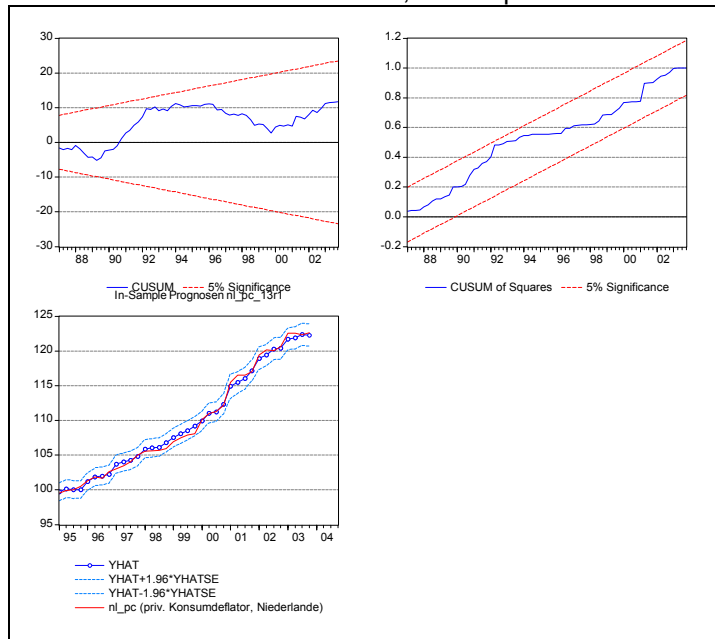


Abb. 1.4.24: Niederlande: Cusum, In-Sampe und Out-of-Sample Prognosen der Preisgleichung.



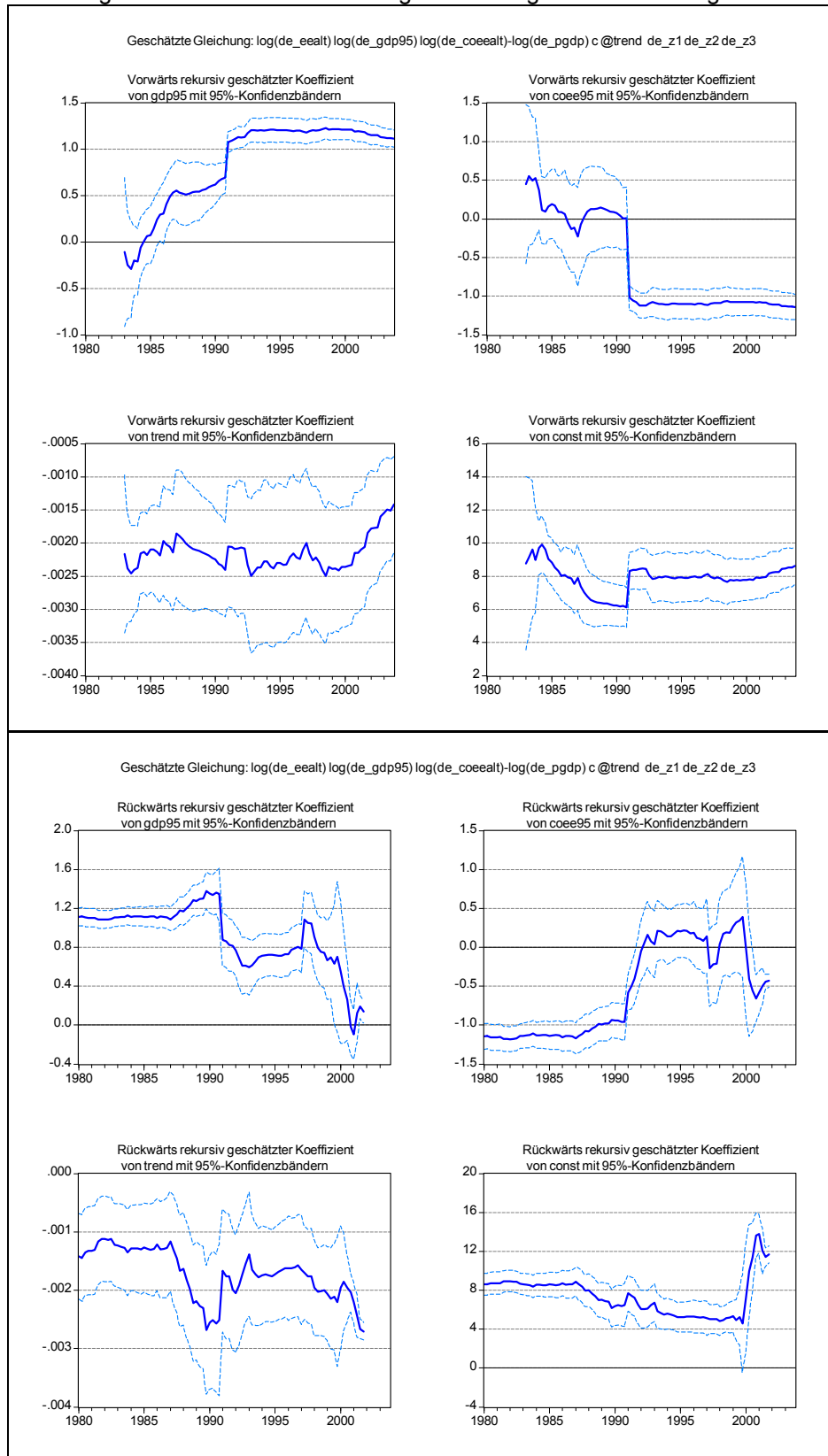
Man mußte 2001:1 für einen Ausreißer korrigieren, so dass die Out-Of-Sample-Prognosen nicht sehr aussagekräftig sind.

1.4.3 Beschäftigungsgleichung

1.4.3.1 Stabilitätsanalysen

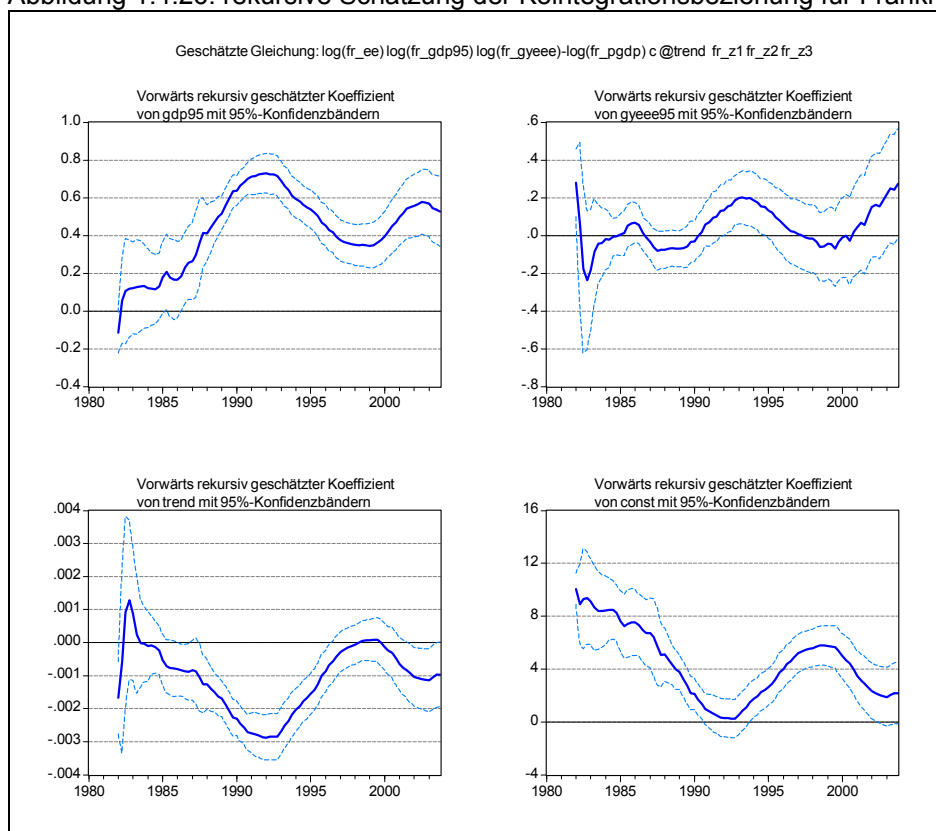
Um die Gleichungen zu schätzen, wurde eine Voranalyse für jedes Land durchgeführt, um so mögliche Strukturbrüche bei der Kointegration zu identifizieren. Dabei wurde wie folgt vorgegangen: Eine einfache Stabilitätsprüfung der Kointegrationsbeziehung wurde mit einer rekursiven Analyse durchgeführt. Die Kointegrationsgleichung wird dazu von 1987:1 bis 1989:4 (z.B. für den Fall der Niederlande) geschätzt und die Koeffizienten des realen BIP, der (realen) Lohnkosten, des Trends und der Konstante werden gespeichert. Dann wird die Gleichung mit einem Datenpunkt mehr (1987:1-1990:1) neu geschätzt und die Koeffizienten werden wieder gespeichert. Dies wird solange wiederholt bis der maximale Schätzzeitraum erreicht ist (1987:1-2003:4). Die gespeicherten Koeffizienten und deren Konfidenzbänder werden anschließend graphisch dargestellt. Auf diese Weise können Stabilitätsprobleme bei bestimmten Datenpunkten identifiziert werden, falls sie denn bestehen sollten. Diese Analyse wird auch rückwärts durchgeführt (erster Zeitraum 2001:1-2003:4. Das Anfangsdatum wird jedes mal um ein Quartal zurückgesetzt bis wieder der volle Schätzzeitraum 1987:1-2003:4 erreicht wird). Dies ermöglicht eine bessere Erkennung von Strukturbrüchen, falls sie am Ende oder am Anfang des Schätzzeitraums liegen. Denn bei der normalen Analyse werden nur Struktur- bzw. Stabilitätsbrüche von der Mitte bis zum Ende des Schätzzeitraums sichtbar, während bei der rückwärts durchgeführten Analyse Stabilitätsbrüche vom Anfang bis zur Mitte des Zeitraums sichtbar werden.

Für **Deutschland** ist klar, dass 1991:1 - die Wiedervereinigung und Statistikumstellung - als Strukturbruch identifiziert werden musste (siehe Abb. 1.4.25), wobei nicht eindeutig ist, bei welchen Variablen der Strukturbruch auftritt. Nach der Vorwärts-Analyse hat sich der Einfluss des realen BIP, der realen Lohnkosten und der Konstante geändert. Bei der Rückwärts-Analyse sind nur noch die Reallöhne und das reale BIP eindeutig davon getroffen, während eine leichte Evidenz für einen Strukturbruch bei dem Trend besteht. Für die Fehlerkorrekturschätzung wird also zunächst das Einbeziehen einer Stufendummy de_s9101 und eines gebrochenen Trends ($@trend*de_s9101$ oder $@trend*de_s9101r$) vorgenommen, und wenn die Kointegration nicht vorhanden sein sollte, dann sogar eine Änderung der Koeffizienten von realem BIP und realen Lohnkosten getestet. Ein Bruch am Ende des Zeitraumes konnte nicht festgestellt werden.

Abbildung 1.4.25: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für Deutschland.¹²¹² gdp95 = reales BIP, coee95 = Reale Lohnkosten je abh. Beschäftigte (mit BIP-Deflator deflationiert).

Für **Frankreich** produziert eine ähnliche Analyse folgende Ergebnisse (siehe Abb. 1.4.26): So ist zwar keine abrupte Veränderung der Koeffizienten zu beobachten, dafür aber langsame Verschiebungen, was eine Modellierung besonders erschwerte. Eine Schätzung, die keine Restriktion auf die Koeffizienten der nominalen Lohnkosten je Beschäftigte und BIP-Deflator enthielt, ließ eine größere Stabilität der Koeffizienten zu, wobei ein Bruch ab 1991 erkennbar war. Allerdings waren die Vorzeichen der Lohnkosten und Preise falsch (jeweils positiv und negativ).¹³ Ein Bruch um 1991 bei Löhnen und Preisen konnte bei beiden Analysen festgestellt werden, sowie um 1986 ein Bruch bei der Konstanten. Der Trend weist 1991 einen Bruch bei der Rückwärts-Analyse auf. Da die Koeffizienten nicht stabil sind, ist es schwierig eine eventuelle Instabilität am Ende des Zeitraumes festzustellen.

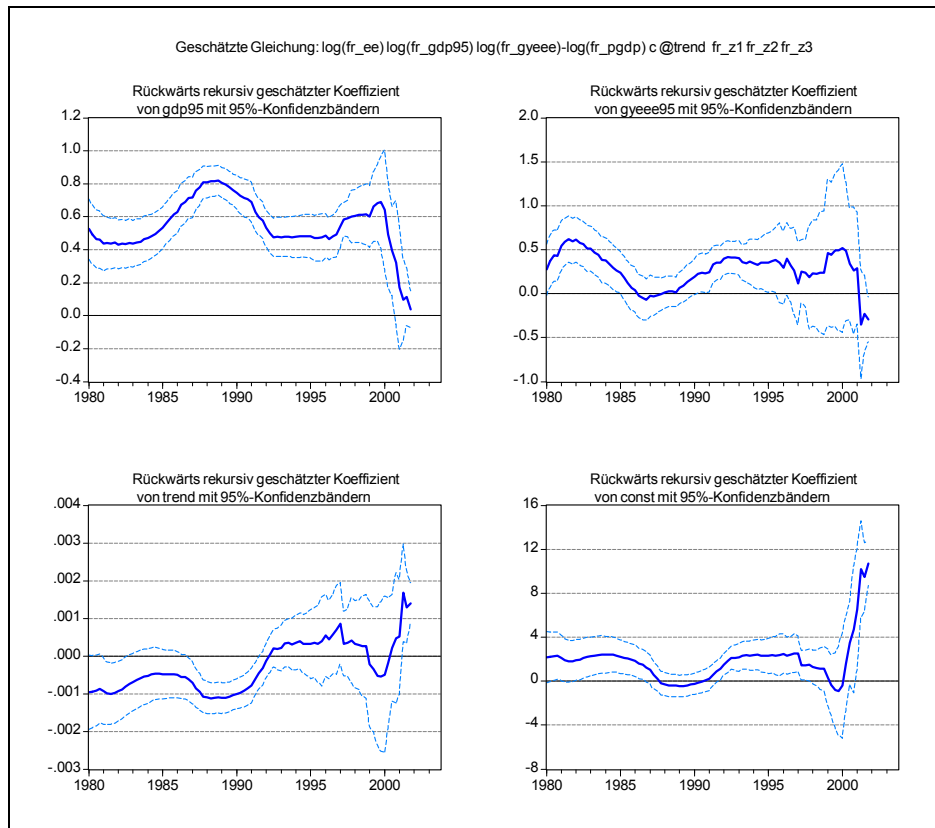
Abbildung 1.4.26: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für Frankreich.¹⁴



¹³ Auch ein komplettes Wegfallen der Lohn- und Preis-Größen ließ die Stabilität bei den übrigen Koeffizienten nicht verbessern.

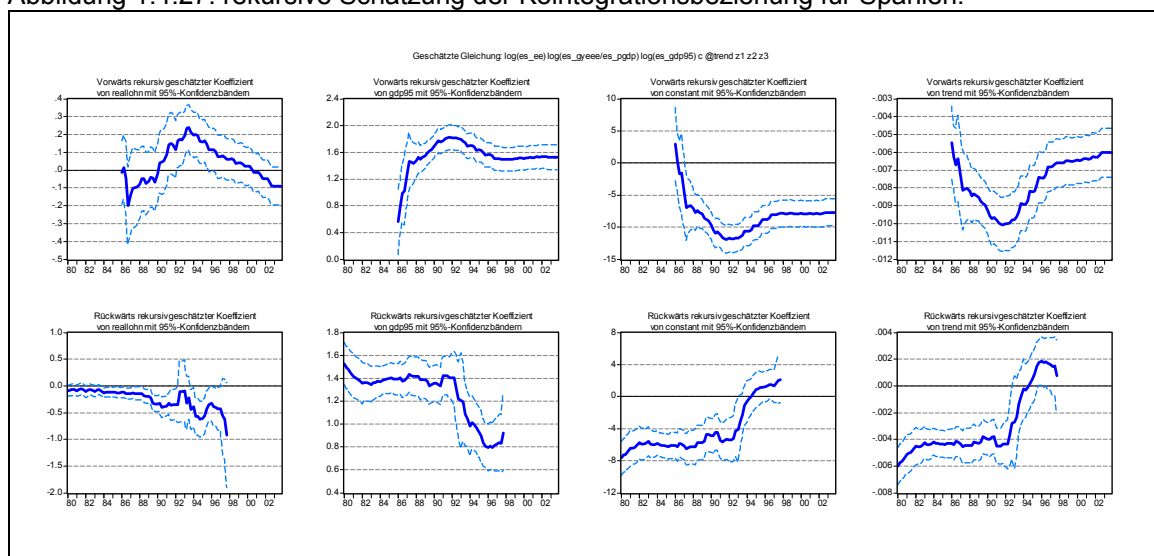
¹⁴ $gyeee95$ = reale Lohnkosten je abh. Beschäftigte (mit BIP-Deflator deflationiert).

Anhang I



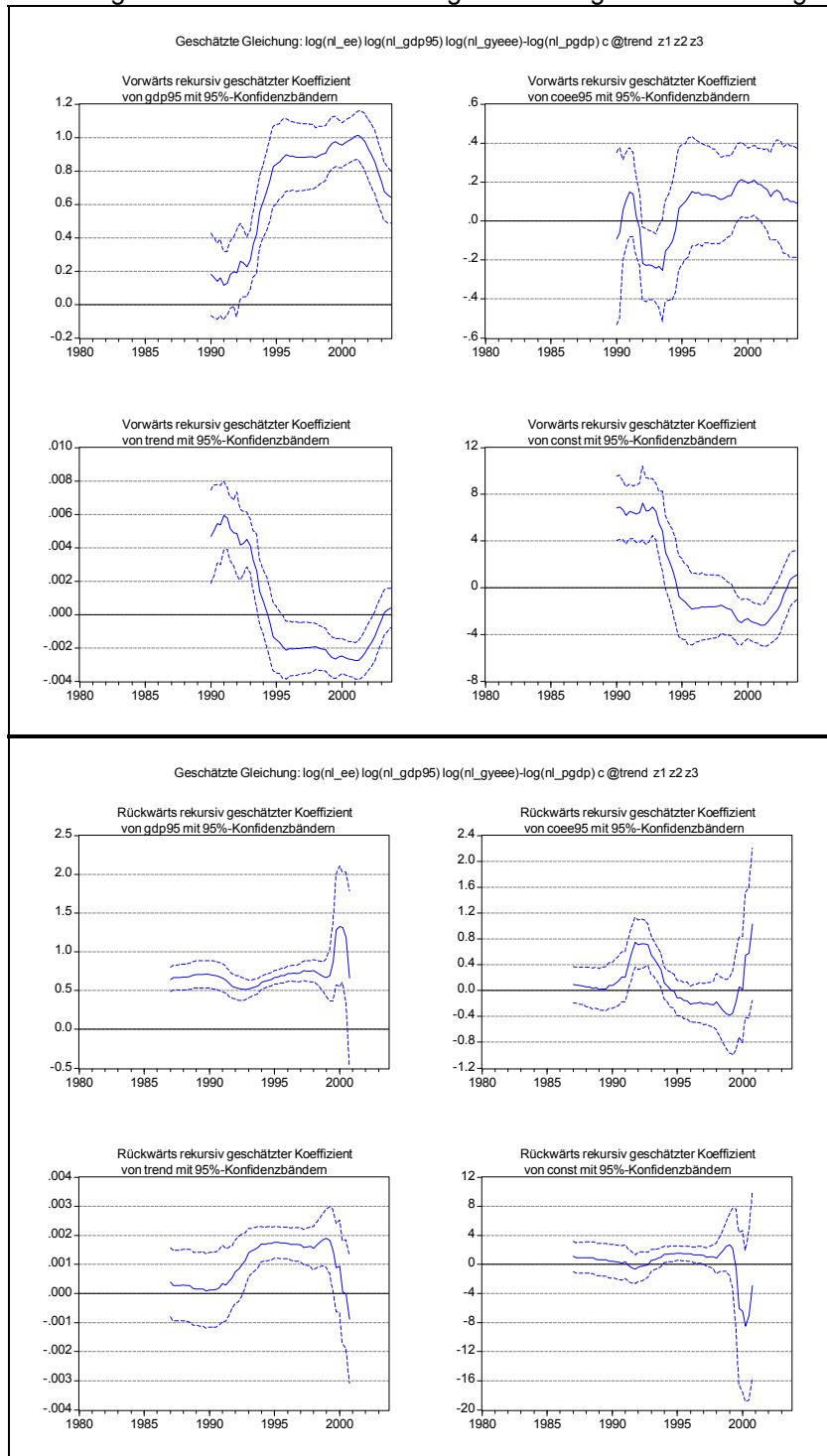
In **Spanien** ist die Schätzung relativ stabil (Abb. 1.4.27). 1992 scheint aber ein Strukturbruch zu sein. Die Reallöhne sind nur stabil negativ in der Rückwärts-Schätzung. Damit deutet es hier auf eine Veränderung am Anfang des Zeitraumes.

Abbildung 1.4.27: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für Spanien.



Für die **Niederlande** sind die Ergebnisse in der Abb. 1.4.28 dargestellt. Bei der Vorwärtsanalyse kann um 1993 ein Bruch bei allen Koeffizienten vermutet werden. Aufgrund der Kürze des Gesamtzeitraumes, der 1987 anfängt, ist die Rückwärts-Analyse hier von höherer Relevanz. Sie kann zu diesem Zeitpunkt einen Bruch für den Trend deutlich identifizieren. Der temporäre Sprung bei den realen Lohnkosten ist hingegen schwieriger zu interpretieren, da er sich 1991 zurückbildet. Als Ergebnis wird in die Fehlerkorrekturgleichung ein gebrochener Trend einbezogen. Am Ende des Zeitraumes, etwa nach 2001, scheint sich bei der Vorwärts-Analyse (die einzige, die hier relevant ist) bei den Koeffizienten des realen BIP (sinkt um 0,3), der Konstante und des Trends (steigen um jeweils 4 und 0,003 und ändern ihre Vorzeichen) etwas geändert zu haben.

Abbildung 1.4.28: rekursive Schätzung der Kointegrationsbeziehung für die Niederlande.



Alles in allem scheint das Jahr 1991 nicht nur für Deutschland sondern auch für Frankreich eine Trendwende darzustellen, während dies für die Niederlande erst 1993 zutrifft. Ein deutlicher Bruch etwa 1999 konnte nicht gefunden werden. Allerdings muss die Schätzung der Fehlerkorrekturgleichung abgewartet werden, um zu überprüfen, ob eventuelle Instabilitäten am Ende der Schätzzeitraumes (insb. für die Niederlande) trotz der Modellierung der Kurzfristanpassung immer noch weiter bestehen.

1.4.3.2 Beschäftigungsgleichung – Deutschland

Dependent Variable: DLOG(DE_EEALT)			a_eealt_05 best	
Method: Least Squares				
Date: 06/02/04 Time: 16:04				
Sample(adjusted): 1981:2 2003:4				
Included observations: 91 after adjusting endpoints				
Variable	Coeffi- cient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_EEALT(-1))	-0.128836	0.021016	-6.130416	0.0000
LOG(DE_GDP95(-1))	0.058077	0.017071	3.402135	0.0011
LOG(DE_COEEALT(-1))- LOG(DE_PGDP(-1))	-0.066536	0.030179	-2.204703	0.0306
@TREND*DE_S9101BISR	0.000104	5.54E-05	1.883507	0.0636
DE_S9101	0.025817	0.007204	3.583932	0.0006
C	1.247820	0.208517	5.984256	0.0000
DE_Z1	-0.025211	0.003892	-6.478010	0.0000
DE_Z3	-0.008267	0.002015	-4.103105	0.0001
DE_I9101	0.289991	0.006277	46.20143	0.0000
DE_I9001	0.016663	0.002633	6.327369	0.0000
DE_I8901	0.008432	0.002541	3.317923	0.0014
DE_I9101(-1)	-0.056970	0.020883	-2.728002	0.0080
DE_I9101(-4)	-0.127854	0.024594	-5.198647	0.0000
DLOG(DE_GDP95(- 3))+DLOG(DE_GDP95(-4))	0.037548	0.014428	2.602376	0.0112
DLOG(DE_EEALT(-1))	0.181034	0.060133	3.010552	0.0036
DLOG(DE_EEALT(-4))	0.394363	0.076510	5.154427	0.0000
DLOG(DE_COEEALT(-1))- DLOG(DE_PGDP(-1))	0.065570	0.025486	2.572791	0.0121
DLOG(DE_COEEALT(-2))- DLOG(DE_PGDP(- 2))+DLOG(DE_COEEALT(-3))- DLOG(DE_PGDP(-3))	0.055086	0.013646	4.036801	0.0001
R-squared	0.996007	Mean dependent var	0.004094	
Adjusted R-squared	0.995077	S.D. dependent var	0.033740	
S.E. of regression	0.002367	Akaike info criterion	-9.078928	
Sum squared resid	0.000409	Schwarz criterion	-8.582274	
Log likelihood	431.0912	F-statistic	1071.119	
Durbin-Watson stat	1.991686	Prob(F-statistic)	0.000000	

Kointegration: $\ln(ee) = 0,45 \cdot \ln(gdp95) - 0,52 \cdot [\ln(coe/ee) - \ln(pgdp)]$

+ 0,00*trend(1980-1990) + 0,20*S9101.

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.773396	Root Mean Squared Error	166.7889
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.987743	Mean Absolute Error	131.8593
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.852147	Mean Absolute Percentage Error	0.421640
White's heteroscedasticity test	0.427003	Theil Inequality Coefficient	0.002767
ARCH LM test (lag 1)	0.207562	Bias Proportion	0.009678
		Variance Proportion	0.051790
Stability tests		Covariance Proportion	0.938531
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.406332		
CUSUM test ^a	0		

CUSUM² test^a 0^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.**1.4.3.3 Beschäftigungsgleichung – Frankreich**

Dependent Variable: DLOG(FR_EE)		cl_ee_ecm21		
Method: Least Squares				
Date: 04/06/04 Time: 18:55				
Sample(adjusted): 1982:1 2003:4				
Included observations: 88 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FR_EE(-1))	-0.135367	0.022575	-5.996439	0.0000
LOG(FR_GDP95(-1))	0.080372	0.017337	4.635928	0.0000
FR_S9101	-0.012841	0.002322	-5.529145	0.0000
@TREND	-0.000240	6.91E-05	-3.474455	0.0009
@TREND*FR_S9101	0.000267	5.18E-05	5.149823	0.0000
C	0.341716	0.069800	4.895659	0.0000
FR_Z2	0.004622	0.001028	4.494689	0.0000
FR_I8402	-0.002418	0.000768	-3.148266	0.0024
FR_I9101(-2)	0.002953	0.000801	3.687897	0.0004
DLOG(FR_EE(-1))	1.222068	0.066343	18.42051	0.0000
DLOG(FR_EE(-2))	-0.762128	0.093791	-8.125805	0.0000
DLOG(FR_EE(-3))	0.602778	0.097945	6.154230	0.0000
DLOG(FR_EE(-4))	-0.317960	0.066558	-4.777177	0.0000
DLOG(FR_EE(-7))	0.199814	0.043857	4.556063	0.0000
DLOG(FR_GDP95(-1))	-0.037635	0.013382	-2.812397	0.0063
DLOG(FR_GDP95(-6))	-0.028717	0.011946	-2.403789	0.0188
R-squared	0.972107	Mean dependent var	0.002287	
Adjusted R-squared	0.966296	S.D. dependent var	0.003909	
S.E. of regression	0.000718	Akaike info criterion	-11.47815	
Sum squared resid	3.71E-05	Schwarz criterion	-11.02773	
Log likelihood	521.0387	F-statistic	167.2882	
Durbin-Watson stat	1.928885	Prob(F-statistic)	0.000000	

Kointegration: ee = 0,59*gdp95 -0,09*s9101 + 0,00*trend +0,00*trend*s9101

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.798892	Root Mean Squared Error	58.35180
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.669094	Mean Absolute Error	46.02198
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.388515	Mean Absolute Percentage Error	0.227471
White's heteroscedasticity test	0.305482	Theil Inequality Coefficient	0.001440
ARCH LM test (lag 1)	0.082192	Bias Proportion	0.000949
		Variance Proportion	0.000511
Stability tests		Covariance Proportion	0.998540
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.047730		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

1.4.3.4 Beschäftigungsgleichung – Spanien

Dependent Variable: D(LOG(ES_ee))		eq_es_ee		
Method: Least Squares				
Date: 06/03/04 Time: 17:17				
Sample: 1986:1 2002:4				
Included observations: 68				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ES_ee(-1))	-0.194767	0.039984	-4.871095	0.0000
LOG(ES_GDP95(-1))	0.182558	0.037076	4.923906	0.0000
SD9201	-0.015805	0.003139	-5.035686	0.0000
C	-0.284651	0.082987	-3.430085	0.0011
Z1	-0.013894	0.005477	-2.537009	0.0139
Z2	0.007370	0.002668	2.762184	0.0077
Z3	-0.006177	0.004637	-1.332283	0.1881
D(LOG(ES_RWEE(-2)))	-0.097065	0.030058	-3.229247	0.0021
D(LOG(ES_RWEE(-4)))	-0.083099	0.031882	-2.606431	0.0117
D(LOG(ES_ee(-1)))	0.371633	0.095570	3.888590	0.0003
D(LOG(ES_GDP95(-1)))	-0.134891	0.055246	-2.441655	0.0177
R-squared	0.804763	Mean dependent var	0.006447	
Adjusted R-squared	0.770511	S.D. dependent var	0.008566	
S.E. of regression	0.004104	Akaike info criterion	-8.006776	
Sum squared resid	0.000960	Schwarz criterion	-7.647738	
Log likelihood	283.2304	F-statistic	23.49536	
Durbin-Watson stat	1.956899	Prob(F-statistic)	0.000000	

ES_RWEE ist der Reallohn. Er wurde berechnet, indem die nominalen Arbeitnehmerentgelte je Arbeitnehmer mit dem Deflator der privaten Konsumausgaben preisbereinigt wurden.

Kointegration: $\ln(ee) = 0,94 \cdot \ln(gdp95) - 0,08 \cdot S9201$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.883374	Root Mean Squared Error	82.57739
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.994938	Mean Absolute Error	64.62539
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.842124	Mean Absolute Percentage Error	0.562961
White's heteroscedasticity test	0.178375	Theil Inequality Coefficient	0.003613
ARCH LM test (lag 1)	0.215923	Bias Proportion	0.00348
		Variance Proportion	0.022382
		Covariance Proportion	0.974137
Stability tests			
Reset test (1 fitted term)	0.916642		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

1.4.3.5 Beschäftigungsgleichung – Niederlande

Dependent Variable: DLOG(NL_EE)		cl_eeenl_06		
Method: Least Squares				
Date: 09/09/04 Time: 16:15				
Sample(adjusted): 1988:3 2003:4				
Included observations: 62 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(NL_EE(-1))	-0.489121	0.053008	-9.227230	0.0000
LOG(NL_GDP95(-1))	0.403387	0.040944	9.852147	0.0000
LOG(NL_GYEEE(-1))-LOG(NL_PGDP(-1))	-0.073639	0.047318	-1.556241	0.1262
NL_S9301	-0.052598	0.008042	-6.540359	0.0000
@TREND*NL_S9301R	-0.000897	0.000161	-5.560701	0.0000
C	0.094732	0.111164	0.852184	0.3983
Z2	-0.043629	0.013749	-3.173184	0.0026
Z3	0.063136	0.015146	4.168408	0.0001
DLOG(NL_GDP95(-1))	-0.279145	0.064655	-4.317463	0.0001
DLOG(NL_GDP95(-3))	-0.100234	0.059890	-1.673637	0.1007
DLOG(NL_GDP95(-5))	-0.110480	0.053579	-2.062019	0.0446
DLOG(NL_GYEEE(-3))-DLOG(NL_PGDP(-3))	0.110985	0.039910	2.780878	0.0077
DLOG(NL_GYEEE(-4))-DLOG(NL_PGDP(-4))	0.294962	0.047994	6.145779	0.0000
DLOG(NL_GYEEE(-5))-DLOG(NL_PGDP(-5))	0.107548	0.046592	2.308313	0.0253
R-squared	0.868347	Mean dependent var	0.004578	
Adjusted R-squared	0.832691	S.D. dependent var	0.006856	
S.E. of regression	0.002804	Akaike info criterion	-8.719550	
Sum squared resid	0.000378	Schwarz criterion	-8.239229	
Log likelihood	284.3060	F-statistic	24.35338	
Durbin-Watson stat	1.794469	Prob(F-statistic)	0.000000	

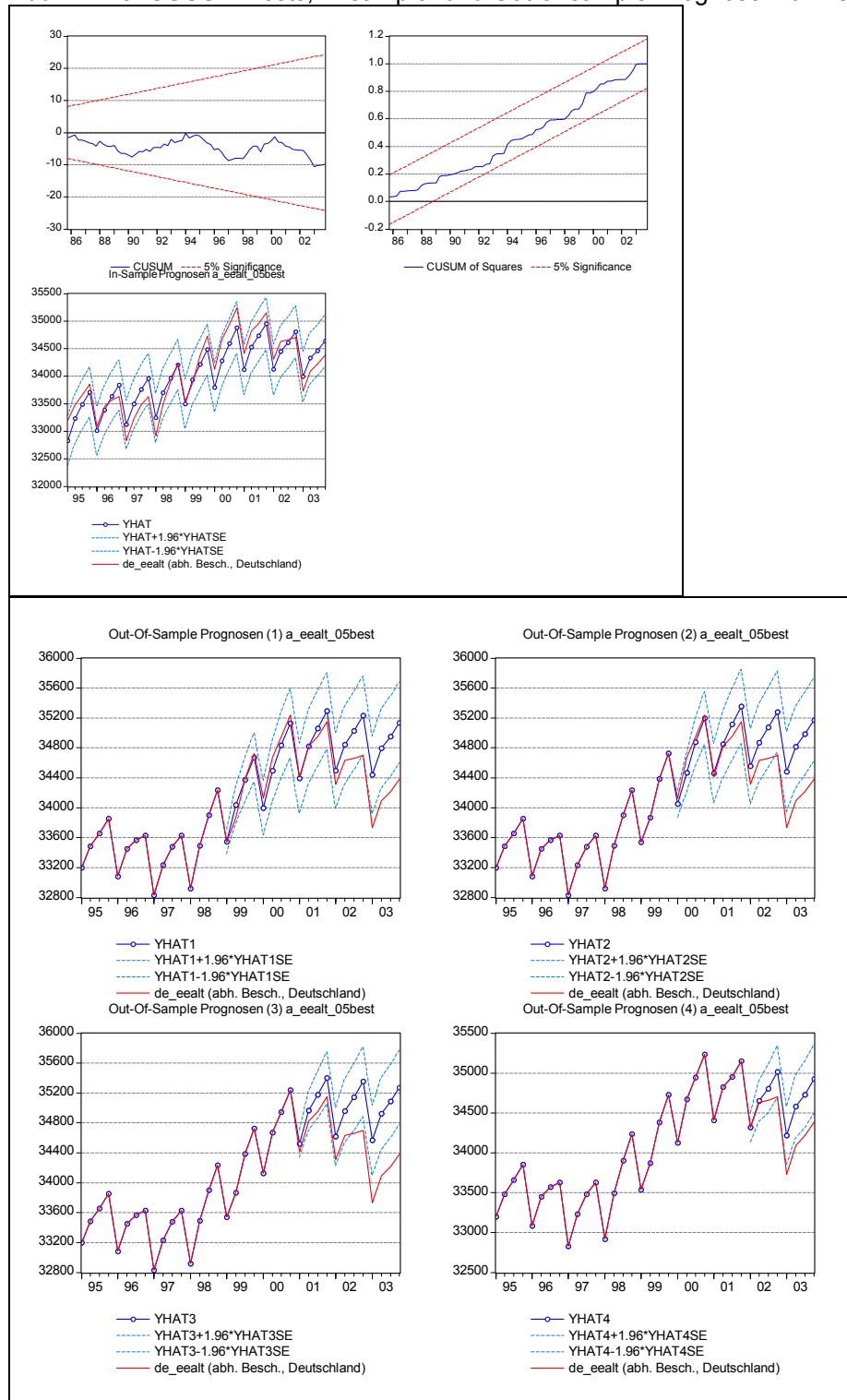
Kointegration: $ee = 0.82 \cdot gdp95 - 0.15 \cdot \text{Reallohnkosten} - 0.11 \cdot s9301 + 00 \cdot \text{trend} \cdot (1 - s9301)$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic, in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.471	Root Mean Squared Error	19.74773
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.477	Mean Absolute Error	16.57790
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.405	Mean Absolute Percentage Error	0.258625
White's heteroscedasticity test	0.417	Theil Inequality Coefficient	0.001558
ARCH LM test (lag 1)	0.344	Bias Proportion	0.001460
		Variance Proportion	0.004441
		Covariance Proportion	0.994098
Stability tests			
Reset test (1 fitted term)	0.034		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

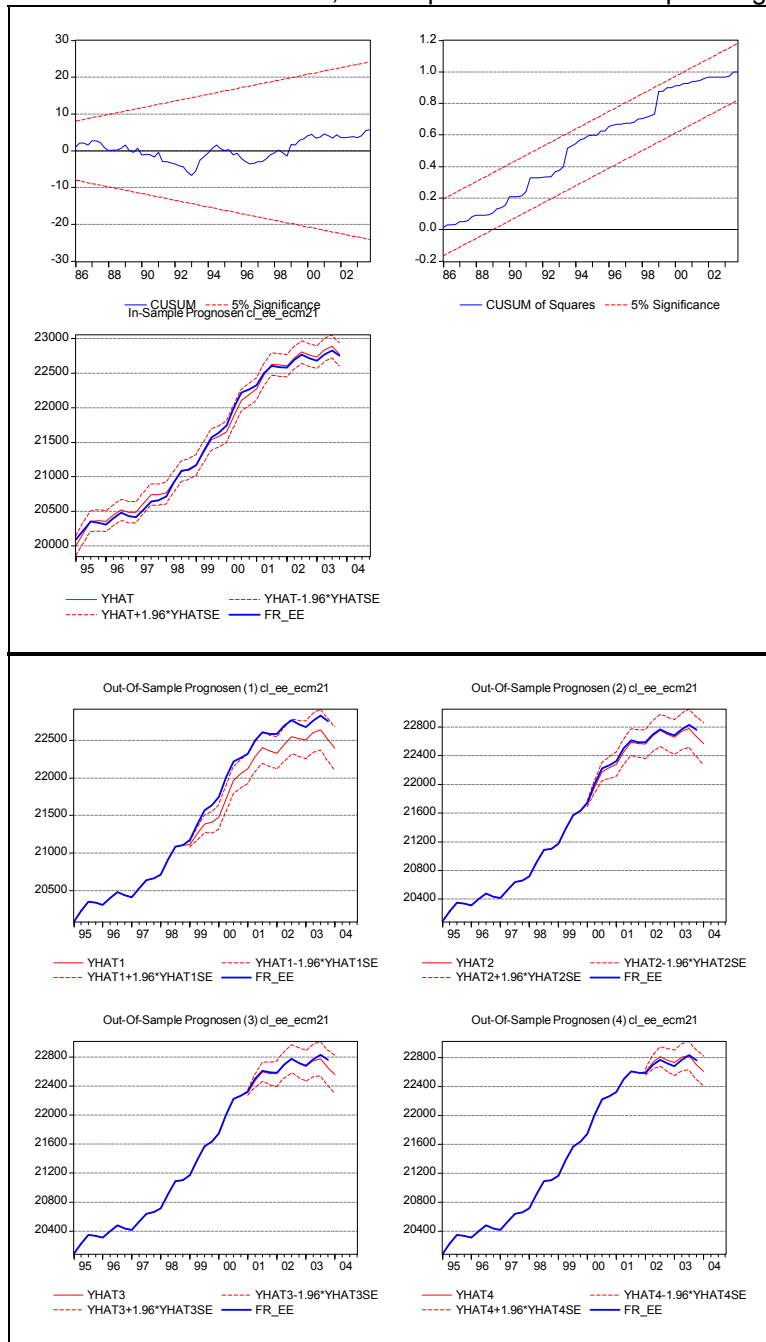
1.4.3.6 Prognosequalität für die vier Länder

Abb. 1.4.29: CUSUM-Tests, In-sample- und Out-of-sample-Prognosen für Deutschland.



Instationarität am Ende des Zeitraums (2002) kann beobachtet werden. Dies könnte im Zusammenhang der vielen Reformen am deutschen Arbeitsmarkt gebracht werden.

Abb. 1.4.30: CUSUM-Tests, In-sample- und Out-of-sample-Prognosen für Frankreich.



Wie oben erwähnt sieht man in den ersten Out-of-Sample-Prognosen (1999-2003) eine Fehlschätzung, die aber in den anderen Prognosen nicht mehr zu sehen ist. Dieser temporäre Sondereffekt könnte mit der Euro-Einführung in Zusammenhang gebracht werden. Wahrscheinlich hat er aber eher mit der Einführung der 35-Stunden-Woche (Anreiz-System Aubry I 1999) zu tun. Auf jeden Fall ist dieser Effekt auf das Jahr 1999 begrenzt.

Es konnte keine vernünftige Kointegration mit dem Reallohn gefunden werden (auch nicht, wenn die Koeffizienten von Löhnen und Preisen unrestringiert sind), auch wenn Trend und Dummies beiseite gelassen werden (Gl. cl_ee_ecm26 und 27). Der Trend hat auch ein positives Vorzei-

chen, so ist es unklar, ob er die Reallöhne hauptsächlich auffängt. Der Koeffizient des realen BIP ist weiter durch die Gleichungen stabil um 0,5/0,7.

Die Konstante ist hier nicht signifikant. Wenn sie ausgeklammert wird (cl_ee03), ist die Kointegration noch stärker und die Out-of-Sample Prognosen sind teilweise besser.

2002 scheint es einen richtigen Bruch zu geben, denn die Beschäftigung entwickelte sich viel schlechter als die Gleichung es prognostiziert.

Abb. 1.4.31: CUSUM-Tests, In-sample- und Out-of-sample-Prognosen für Spanien.

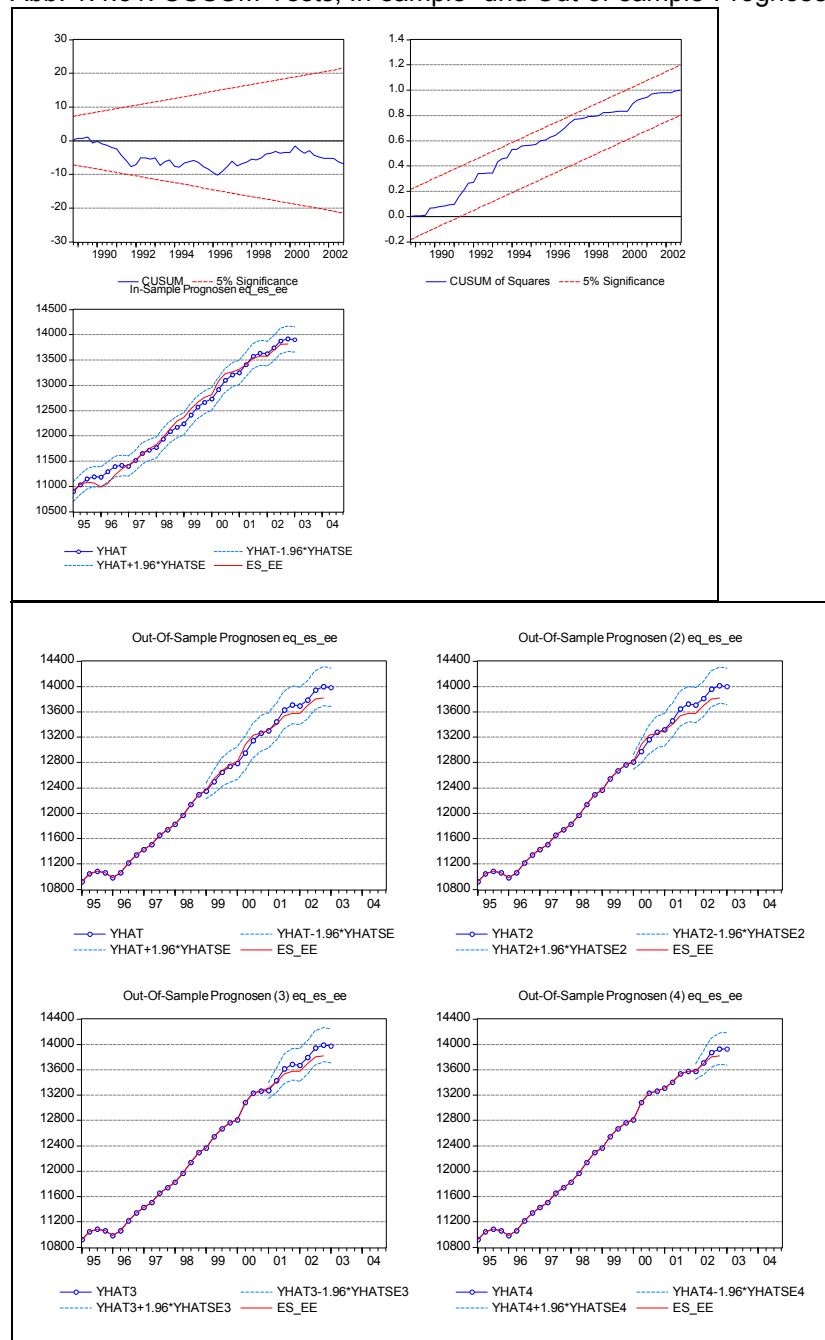
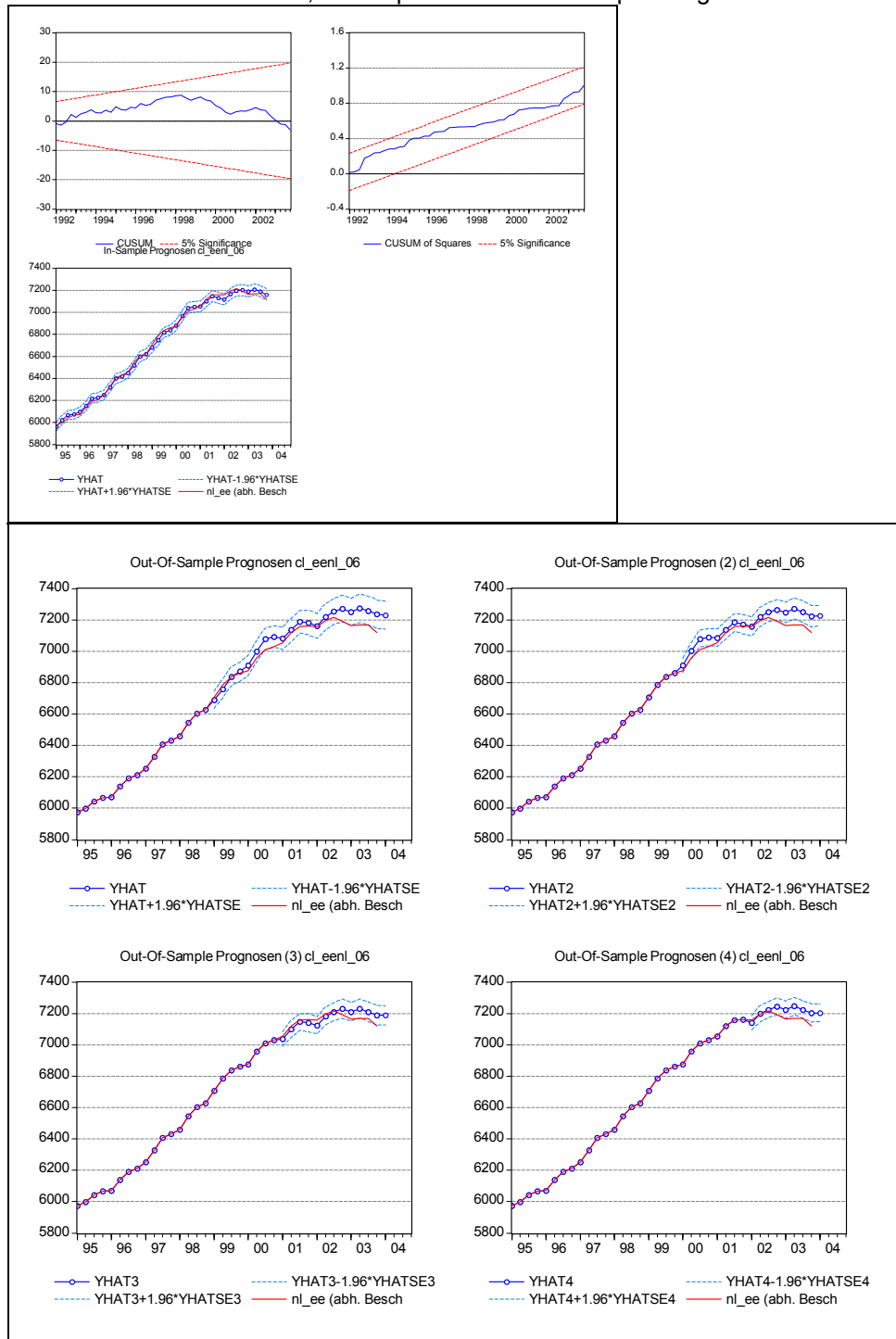


Abb. 1.4.32: CUSUM-Tests, In-sample- und Out-of-sample-Prognosen für Niederlande.



Anhang II

Mengen und Preise im Außenhandel

1.5 Deutschland -- Warenexporte in die EWU

Dependent Variable: DLOG(DE_XG95_EWU)			eq_de_xg95_ewu	
Method: Least Squares				
Date: 06/04/04 Time: 17:16				
Sample: 1985Q1 2003Q3				
Included observations: 75				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_XG95_EWU(-1))	-0.579240	0.110318	-5.250662	0.0000
LOG(EU8ODE_IFC95(-1))	0.337504	0.107696	3.133852	0.0026
LOG(DE_RAW_EWU(-1))	-0.806851	0.205222	-3.931603	0.0002
@TREND	0.004422	0.000965	4.582440	0.0000
C	3.870513	1.145618	3.378537	0.0013
Z1	0.096591	0.071877	1.343843	0.1839
Z2	0.019830	0.022519	0.880618	0.3819
Z3	0.029943	0.067649	0.442620	0.6596
DLOG(DE_XG95_EWU(-4))	0.104777	0.105418	0.993919	0.3241
D(LOG(EU8ODE_IFC95))	0.767825	0.191128	4.017327	0.0002
D(LOG(EU8ODE_IFC95 (-1)))	0.381051	0.217636	1.750863	0.0849
D(LOG(EU8ODE_IFC95 (-2)))	0.276810	0.206411	1.341064	0.1848
DLOG(DE_RAW_EWU)	-0.766157	0.407827	-1.878632	0.0650
R-squared	0.865799	Mean dependent var		0.009679
Adjusted R-squared	0.839825	S.D. dependent var		0.063369
S.E. of regression	0.025361	Akaike info criterion		-4.354866
Sum squared resid	0.039878	Schwarz criterion		-3.953169
Log likelihood	176.3075	F-statistic		33.33291
Durbin-Watson stat	2.074379	Prob(F-statistic)		0.000000

Langfristbeziehung:

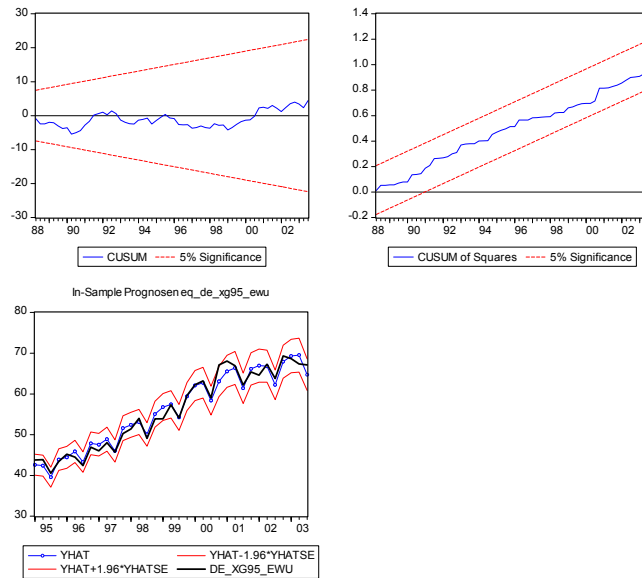
$$\ln(\text{DE_XG95_EWU}) = 0,59 \cdot \ln(\text{EU8ODE_IFC95}) - 1,40 \cdot \ln(\text{DE_RAW_EWU}) + 0,008 \cdot \text{TREND}$$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.81	Root mean squared error	1.201
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.16	Mean absolute percent error	2.019
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.29	Theil inequality coefficient	0.012
White's heteroscedasticity test	0.58	Bias proportion	0.000
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.49	Variance proportion	0.011
ARCH LM test (lag 1)	0.49	Covariance proportion	0.989
Stability tests			
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

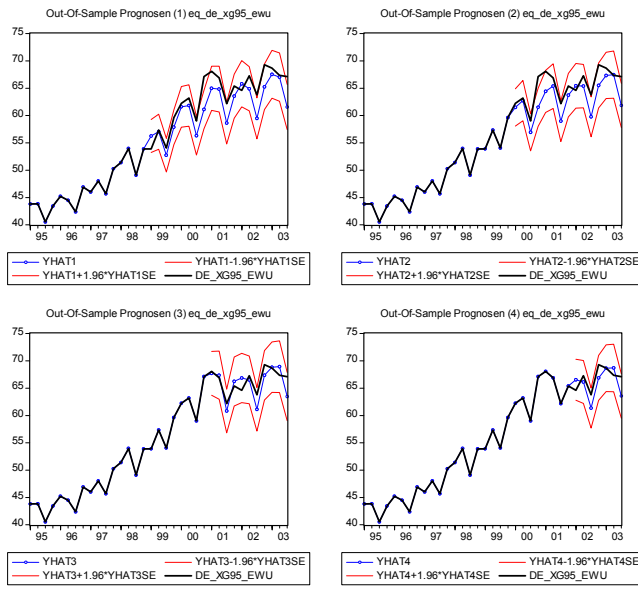
Die Residuen sind normalverteilt, homoskedastisch und frei von Autokorrelation. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine nennenswerten systematischen Fehler.

Cusum-Tests und in-sample Prognose



Out-of-sample Prognosen

Anhang II



1.6 Deutschland -- Warenexporte nach Großbritannien

Dependent Variable: DLOG(DE_XG95_UK)			eq_de_xg95_uk	
Method: Least Squares				
Date: 06/04/04 Time: 00:04				
Sample: 1985:1 2003:4				
Included observations: 76				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_XG95_UK(-1))	-0.511010	0.116176	-4.398598	0.0000
LOG(UK_IFC95(-1))	0.301364	0.101628	2.965360	0.0042
LOG(DE_RAW_UK(-1))	-0.178777	0.053859	-3.319341	0.0015
UK_KT91	0.003870	0.000873	4.432800	0.0000
C	0.397442	0.363562	1.093190	0.2783
D(LOG(DE_XG95_UK(-1)))	-0.198250	0.094408	-2.099936	0.0396
D(LOG(DE_XG95_UK(-4)))	0.200589	0.079435	2.525200	0.0140
DLOG(UK_IFC95(-1))	0.595358	0.159042	3.743395	0.0004
DLOG(DE_RAW_UK)	-0.410317	0.111175	-3.690743	0.0005
UK_I9502	0.132646	0.037675	3.520756	0.0008
R-squared	0.642742	Mean dependent var		0.010756
Adjusted R-squared	0.594025	S.D. dependent var		0.055472
S.E. of regression	0.035344	Akaike info criterion		-3.725273
Sum squared resid	0.082449	Schwarz criterion		-3.418598
Log likelihood	151.5604	F-statistic		13.19337
Durbin-Watson stat	2.046949	Prob(F-statistic)		0.000000

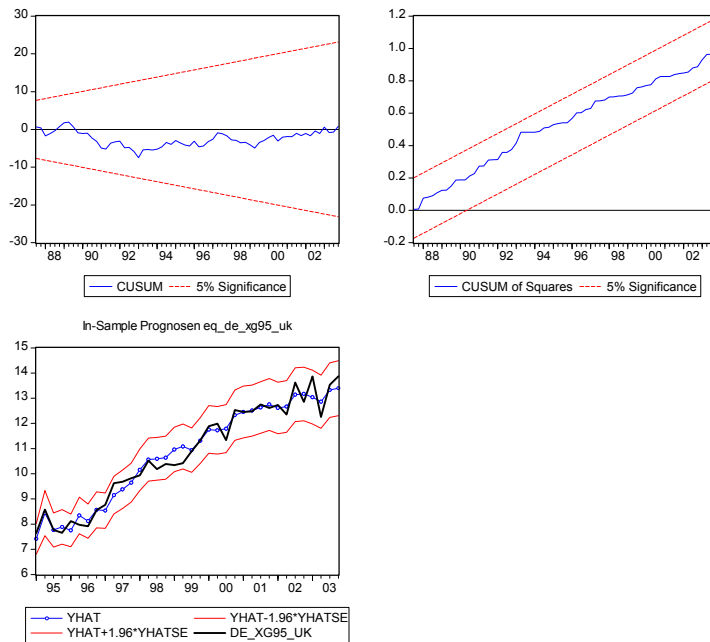
Langfristbeziehung:

$$\ln(\text{de_xg95_uk}) = 0,59 \cdot \ln(\text{uk_ifc95}) - 0,35 \cdot \ln(\text{de_raw_uk}) + 0,008 \cdot \text{trend} \cdot s9101$$

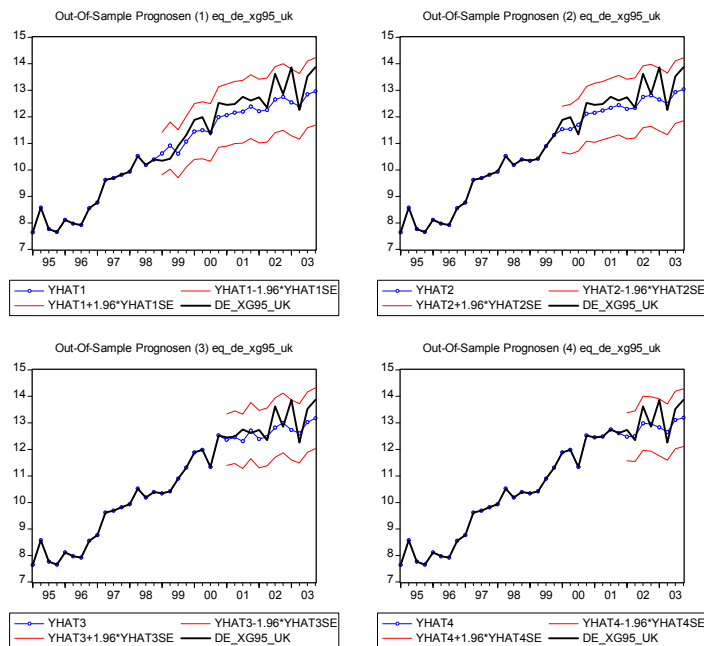
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.38	Root mean squared error	0.31
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.57	Mean absolute percent error	2.94
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.42	Theil inequality coefficient	0.02
White's heteroscedasticity test	0.63	Bias proportion	0.00
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.68	Variance proportion	0.01
ARCH LM test (lag 1)	0.95	Covariance proportion	0.99
Stability tests			
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Cusum-Tests und in-sample Prognose

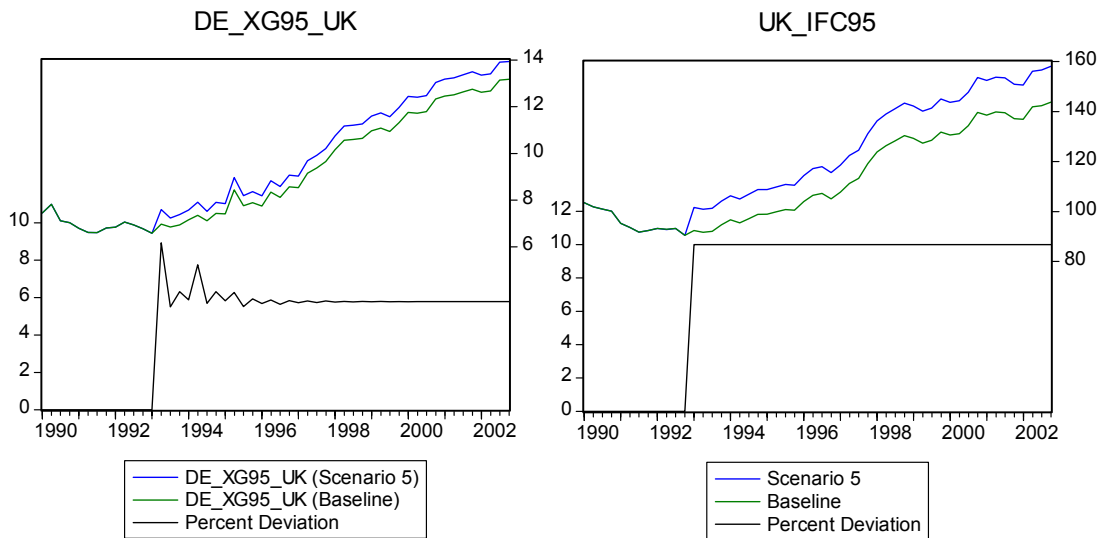


Out-of-sample Prognosen

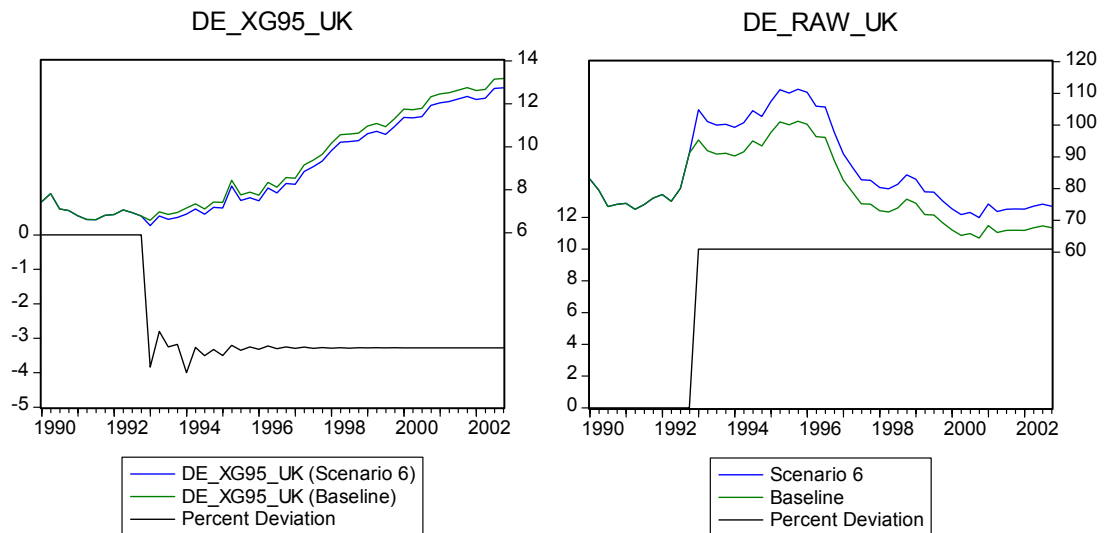


Simulationen:

10%ige Erhöhung der Investitionen in Großbritannien



10%ige Aufwertung der D-Mark gegenüber dem britischen Pfund



1.7 Deutschland -- Warenexporte in die USA

Dependent Variable: DLOG(DE_XG95_US)			eq_de_xg95_us	
Method: Least Squares				
Date: 06/03/04 Time: 23:45				
Sample(adjusted): 1985:1 2003:1				
Included observations: 73 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_XG95_US(-1))	-0.222169	0.074009	-3.001931	0.0039
LOG(US_IFC95(-1))	0.342893	0.103914	3.299764	0.0016
LOG(DE_RAW_US(-1))	-0.240124	0.064174	-3.741777	0.0004
C	-0.061196	0.199478	-0.306780	0.7601
Z1	-0.045993	0.015730	-2.923909	0.0049
Z2	-0.035350	0.017378	-2.034162	0.0464
Z3	-0.032942	0.016765	-1.964912	0.0541
DLOG(DE_XG95_US(-1))	-0.335935	0.075896	-4.426274	0.0000
DLOG(DE_XG95_US(-3))	-0.343068	0.076483	-4.485558	0.0000
DLOG(DE_XG95_US(-2))	-0.279762	0.091883	-3.044764	0.0035
DLOG(US_IFC95)	1.425052	0.384313	3.708055	0.0005
DLOG(US_IFC95(-2))	1.675807	0.444228	3.772399	0.0004
DLOG(DE_RAW_US(-1))	-0.265181	0.121280	-2.186520	0.0328
I8801	-0.144239	0.043338	-3.328215	0.0015
R-squared	0.810049	Mean dependent var	0.009526	
Adjusted R-squared	0.768196	S.D. dependent var	0.080197	
S.E. of regression	0.038612	Akaike info criterion	-3.499885	
Sum squared resid	0.087961	Schwarz criterion	-3.060619	
Log likelihood	141.7458	F-statistic	19.35440	
Durbin-Watson stat	1.985714	Prob(F-statistic)	0.000000	

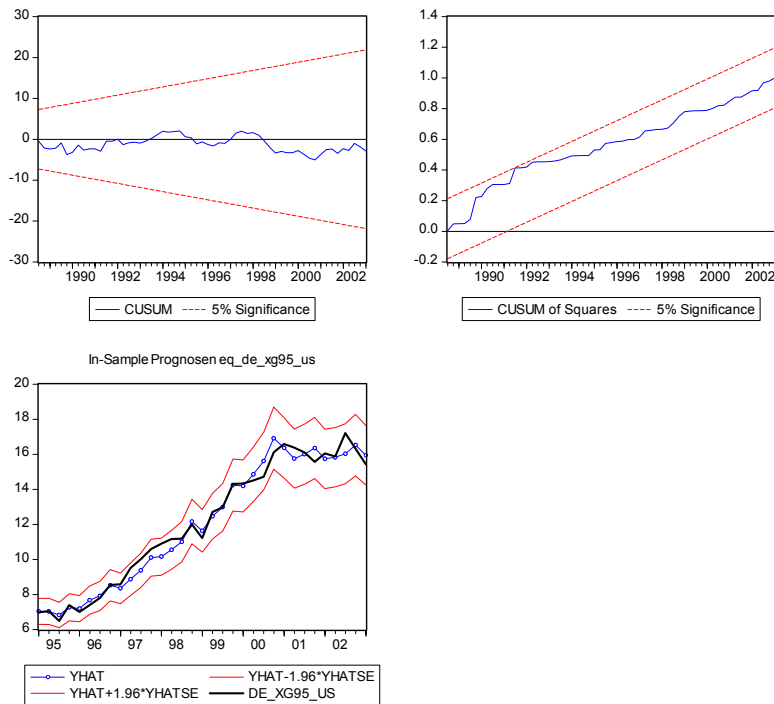
Langfristbeziehung:

$$\ln(\text{de_xg95_us}) = 1,54 \cdot \ln(\text{us_ifc95}) - 1,08 \cdot \ln(\text{de_raw_us})$$

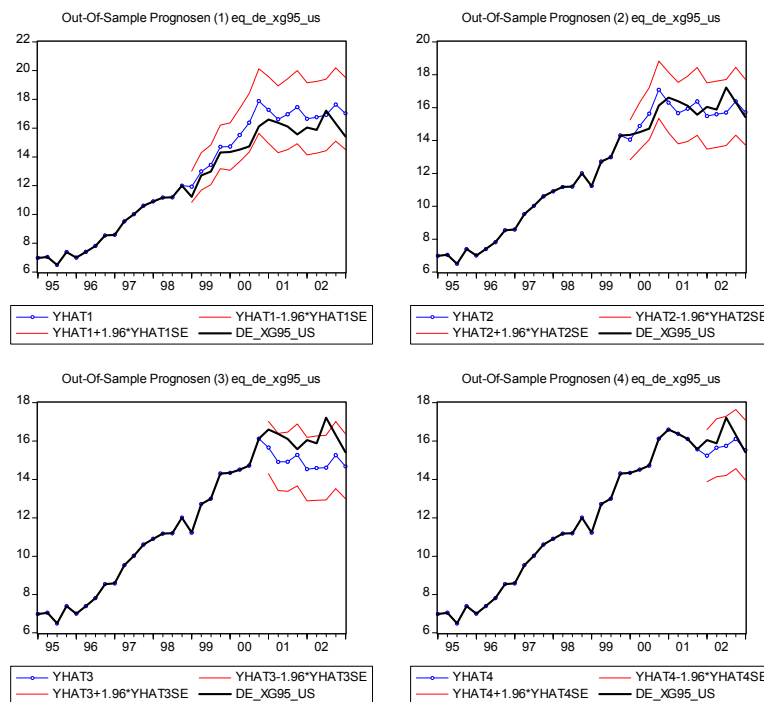
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.91	Root mean squared error	0.36
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.92	Mean absolute percent error	2.93
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.22	Theil inequality coefficient	0.02
White's heteroscedasticity test	0.39	Bias proportion	0.00
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.80	Variance proportion	0.00
ARCH LM test (lag 1)	0.49	Covariance proportion	1.00
Stability tests			
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Cusum-Tests und in-sample Prognose

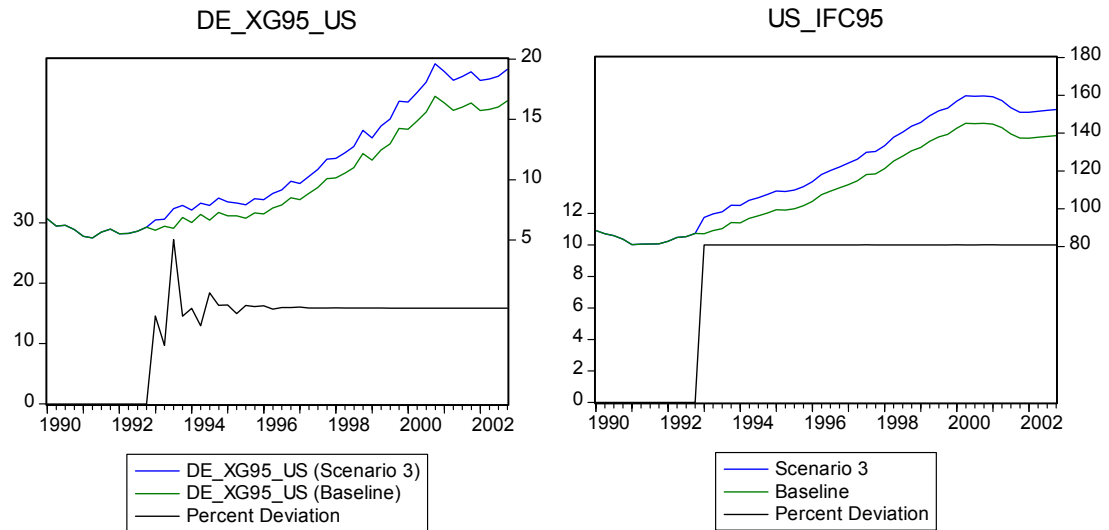


Out-of-sample Prognosen

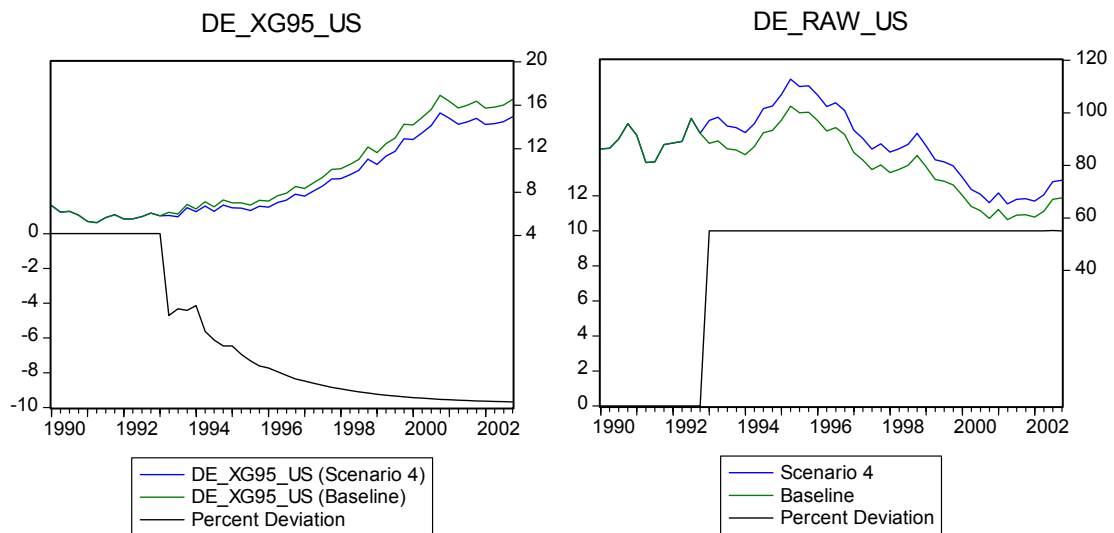


Simulationen

10%ige Erhöhung der Investitionen in den USA



10%ige Aufwertung der D-Mark gegenüber dem US-Dollar



1.8 Deutschland -- Warenexporte in die übrige Welt

Dependent Variable: DLOG(DE_XG95_ROW)		eq_de_xg95_row		
Method: Least Squares				
Date: 06/04/04 Time: 00:25				
Sample: 1985:1 2003:4				
Included observations: 76				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.931703	0.560059	3.449103	0.0010
Z1	-0.084469	0.019221	-4.394617	0.0000
Z2	-0.058251	0.014111	-4.128057	0.0001
Z3	-0.054385	0.015983	-3.402645	0.0012
LOG(DE_XG95_ROW(-1))	-0.504454	0.072508	-6.957192	0.0000
LOG(ROW_GDP95(-1))	0.511261	0.108777	4.700097	0.0000
LOG(DE_RAW_19(-1))	-0.550374	0.117392	-4.688358	0.0000
S9301* @TREND(1970:1)	0.001261	0.000170	7.413698	0.0000
I9003_04	0.209931	0.023114	9.082568	0.0000
DLOG(DE_XG95_ROW(-1)-)	-0.147274	0.078533	-1.875302	0.0657
DLOG(DE_XG95_ROW(-2))	-0.224462	0.078730	-2.851042	0.0060
DLOG(DE_XG95_ROW(-4))	0.186082	0.077602	2.397908	0.0197
DLOG(ROW_GDP95(-1))	1.204776	0.561492	2.145669	0.0360
DLOG(DE_RAW_19(-2))	-0.404748	0.256154	-1.580093	0.1194
DLOG(DE_RAW_19(-3))	-0.612404	0.286403	-2.138261	0.0366
I9001	0.107362	0.029963	3.583153	0.0007
I9201	0.104923	0.035846	2.927049	0.0049
R-squared	0.909118	Mean dependent var		0.011101
Adjusted R-squared	0.884472	S.D. dependent var		0.082401
S.E. of regression	0.028008	Akaike info criterion		-4.118508
Sum squared resid	0.046281	Schwarz criterion		-3.597160
Log likelihood	173.5033	F-statistic		36.88721
Durbin-Watson stat	2.047560	Prob(F-statistic)		0.000000

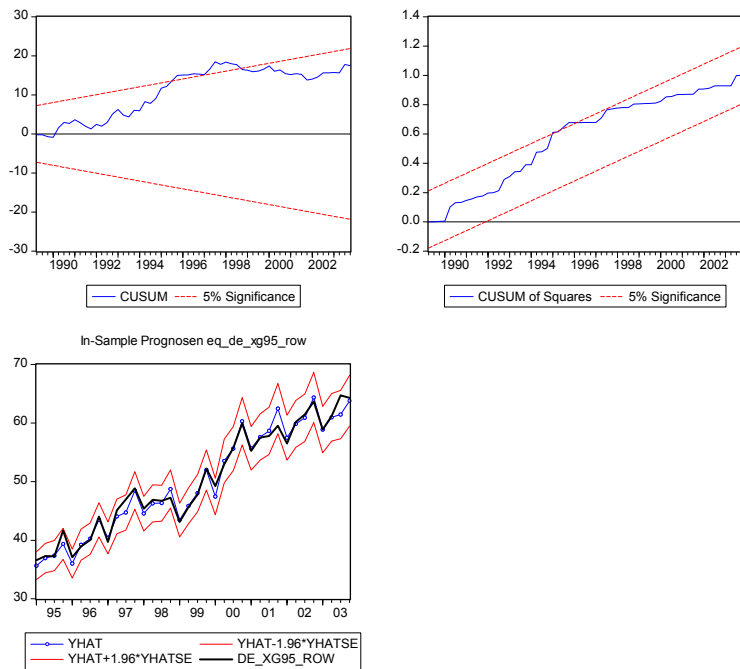
Langfristbeziehung:

$$\ln(\text{de_xg95_row}) = 1,01 \cdot \ln(\text{row_gdp95}) - 1,09 \cdot \ln(\text{de_raw_19}) + 0,003 \cdot \text{trend} \cdot \text{s9301}$$

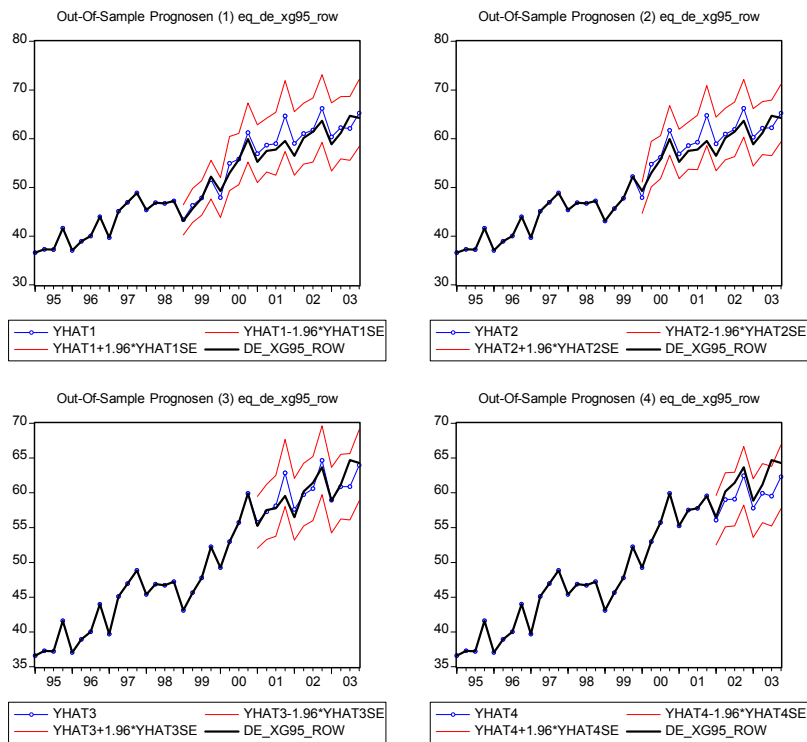
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.62	Root mean squared error	0.97
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.36	Mean absolute percent error	1.89
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.32	Theil inequality coefficient	0.01
White's heteroscedasticity test	0.51	Bias proportion	0.00
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.15	Variance proportion	0.00
ARCH LM test (lag 1)	0.85	Covariance proportion	1.00
Stability tests			
CUSUM test ^a	8		
CUSUM ² test ^a	1		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Cusum-Tests und in-sample Prognose

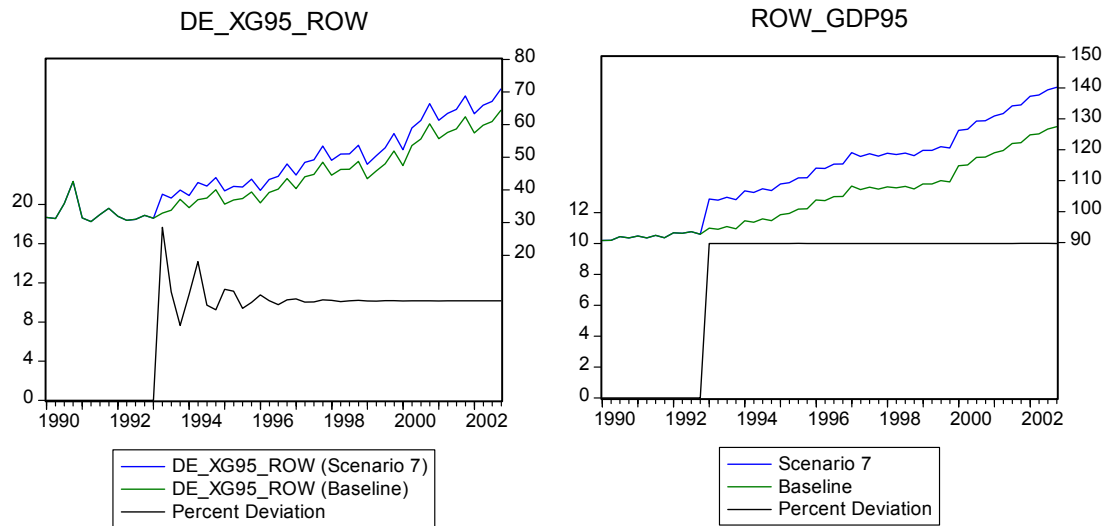


Out-of-sample Prognosen

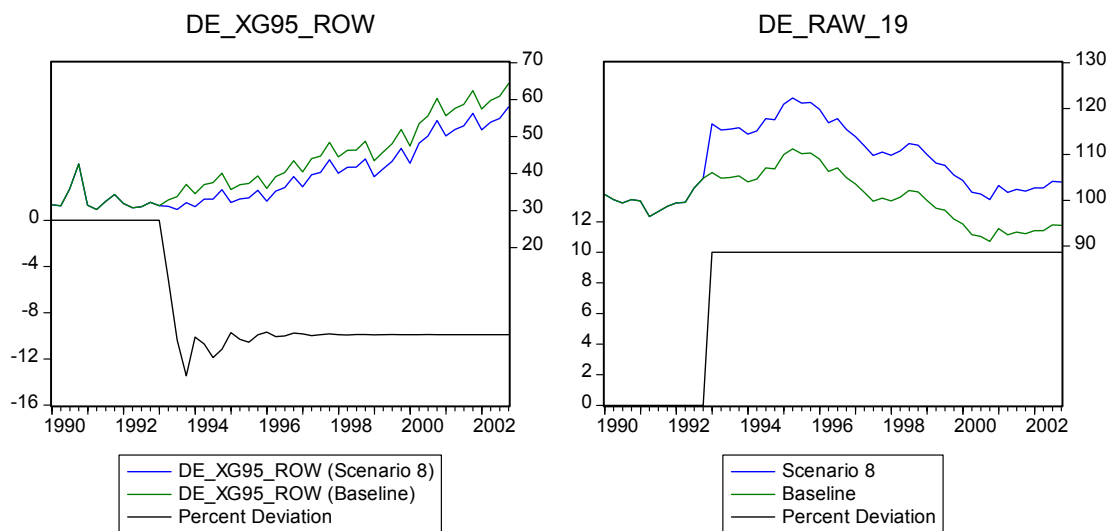


Simulationen

10%ige Erhöhung des realen BIP in der übrigen Welt



10%ige Aufwertung der D-Mark gegenüber einem breiten Länderkreis



1.9 Deutschland -- Dienstleistungsexporte

Dependent Variable: DLOG(DE_XS95)		eq_de_xs95		
Method: Least Squares				
Date: 06/04/04 Time: 00:56				
Sample: 1985:1 2003:4				
Included observations: 76				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_XS95(-1))	-0.764065	0.105362	-7.251832	0.0000
LOG(DE_XG95(-1))	0.580124	0.083326	6.962132	0.0000
LOG(DE_RAW_19(-1))	-0.713566	0.152749	-4.671506	0.0000
I9003	0.414146	0.050474	8.205200	0.0000
I9004	0.379058	0.067568	5.609990	0.0000
C	2.715738	0.699869	3.880349	0.0003
Z1	-0.058495	0.028973	-2.018972	0.0481
Z2	-0.059729	0.024509	-2.437041	0.0179
Z3	0.061079	0.031826	1.919147	0.0599
D(LOG(DE_XS95(-2)))	0.127390	0.070060	1.818298	0.0742
D(LOG(DE_XS95(-3)))	0.104938	0.057720	1.818067	0.0742
D(LOG(DE_XS95(-4)))	0.146084	0.057816	2.526722	0.0143
I9101	-0.255498	0.080605	-3.169753	0.0024
DLOG(DE_XG95(-0))	0.414300	0.169338	2.446591	0.0175
D(LOG(DE_XG95(-6)))	0.369508	0.161141	2.293071	0.0255
DLOG(DE_RAW_19(-0))	-0.604289	0.389548	-1.551259	0.1263
DLOG(DE_RAW_19(-3))	1.112538	0.422461	2.633467	0.0108
DLOG(DE_RAW_19(-5))	0.882677	0.406904	2.169251	0.0342
R-squared	0.914376	Mean dependent var	0.008282	
Adjusted R-squared	0.889280	S.D. dependent var	0.128422	
S.E. of regression	0.042732	Akaike info criterion	-3.264339	
Sum squared resid	0.105910	Schwarz criterion	-2.712324	
Log likelihood	142.0449	F-statistic	36.43425	
Durbin-Watson stat	2.019392	Prob(F-statistic)	0.000000	

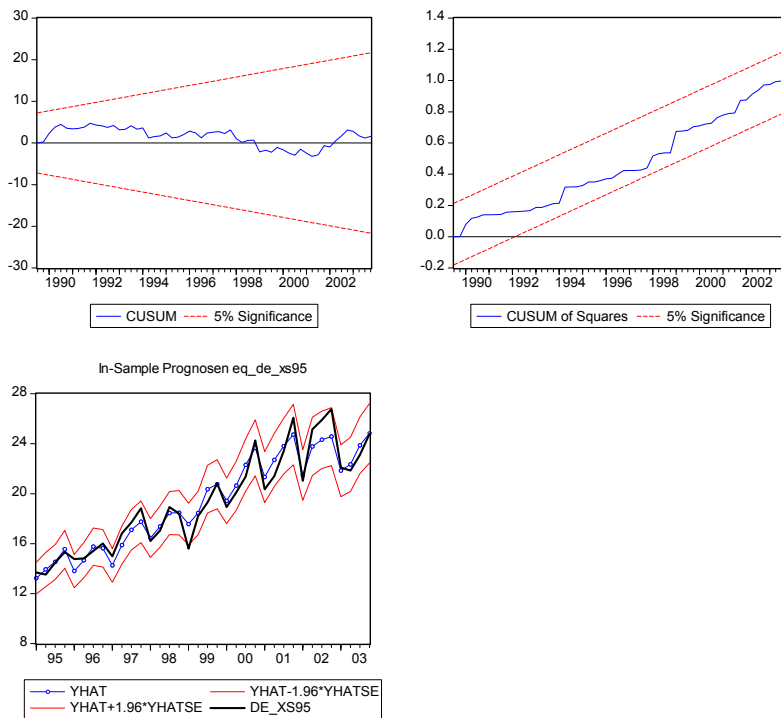
Langfristbeziehung:

$$\ln(\text{de_xs95}) = 0,76 \cdot \ln(\text{de_xg95}) - 0,94 \cdot \ln(\text{de_raw_19}) + 0,53 \cdot i9003 + 0,49 \cdot i9004$$

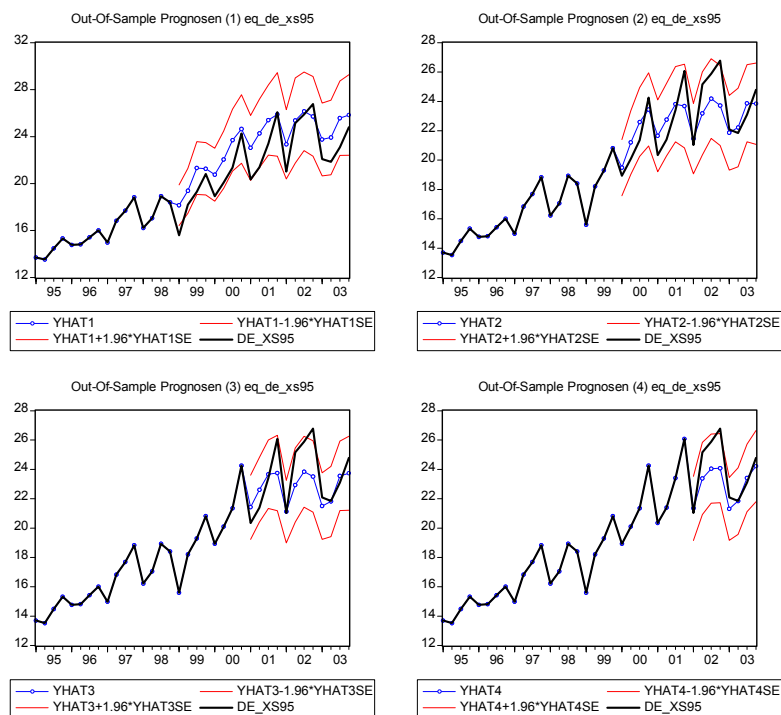
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.72	Root mean squared error	0.70
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.87	Mean absolute percent error	3.22
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.61	Theil inequality coefficient	0.02
White's heteroscedasticity test	0.73	Bias proportion	0.00
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.37	Variance proportion	0.04
ARCH LM test (lag 1)	0.31	Covariance proportion	0.96
Stability tests			
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Cusum-Tests und in-sample Prognose



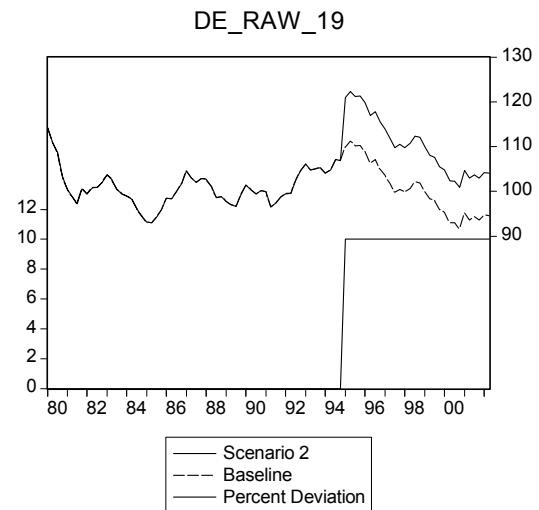
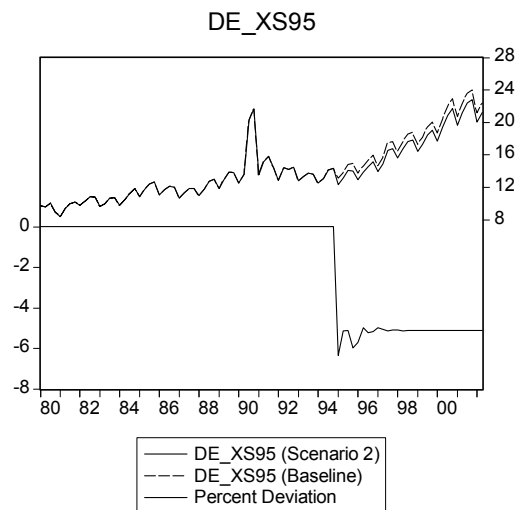
Out-of-sample Prognosen



Simulationen

10%ige Erhöhung der deutschen Warenexporte

10%ige Aufwertung der D-Mark gegenüber einem breiten Länderkreis



1.10 Deutschland – Warenimporte

Dependent Variable: DLOG(DE_MG95)		eq_de_mg95_2		
Method: Least Squares				
Date: 06/04/04 Time: 10:19				
Sample(adjusted): 1980Q3 2003Q4				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_MG95(-1))	-0.479852	0.102351	-4.688310	0.0000
LOG(DE_PM(-1)/DE_PGESDEF(-1))	-0.225270	0.057104	-3.944932	0.0002
LOG(DE_XG95(-1))	0.393178	0.083586	4.703873	0.0000
LOG(DE_IFC95(-1))	0.188168	0.060226	3.124360	0.0025
C	-0.517315	0.205109	-2.522146	0.0136
Z1	-0.112771	0.025949	-4.345926	0.0000
Z2	-0.089217	0.020065	-4.446345	0.0000
Z3	-0.113532	0.014368	-7.901677	0.0000
DLOG(DE_IFC95(-3))	0.190216	0.058030	3.277870	0.0015
DLOG(DE_IFC95(-4))	0.265894	0.070310	3.781761	0.0003
DLOG(DE_XG95(-1))	-0.182698	0.084148	-2.171146	0.0328
DLOG(DE_DISPY95(-1))	0.271223	0.097605	2.778778	0.0068
D(S9301)	-0.103071	0.025784	-3.997526	0.0001
R-squared	0.776348	Mean dependent var	0.011818	
Adjusted R-squared	0.743215	S.D. dependent var	0.047824	
S.E. of regression	0.024234	Akaike info criterion	-4.474335	
Sum squared resid	0.047572	Schwarz criterion	-4.122602	
Log likelihood	223.2937	F-statistic	23.43084	
Durbin-Watson stat	2.100036	Prob(F-statistic)	0.000000	

D(S9301) ist ein Impulsdummy, die einen Ausreißer auffängt, der durch Änderungen bei der Erfassung der Warenströme im Außenhandel im Zuge der Vollendung des Europäischen Binnenmarktes auftritt.

Langfristbeziehung: $\ln(\text{de_mg95}) = 0,81 \cdot \ln(\text{de_xg95}) + 0,39 \cdot \ln(\text{de_ifc95}) - 0,50 \cdot \ln(\text{prel})$

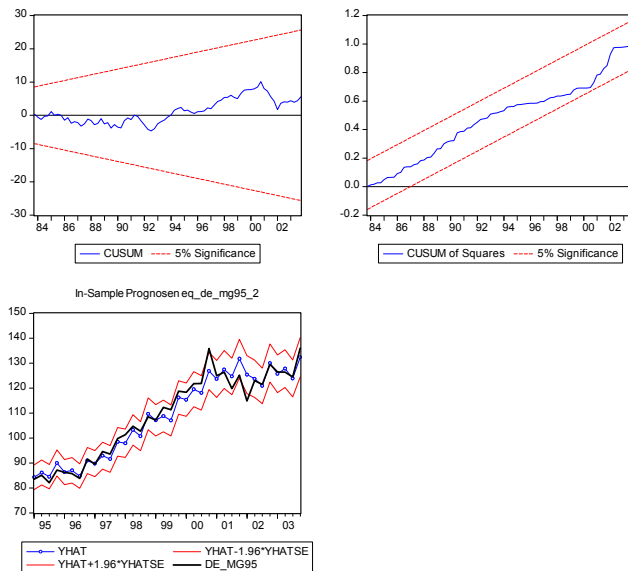
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.67	Root mean squared error	2.37
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.43	Mean absolute percent error	2.11
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.37	Theil inequality coefficient	0.01
White's heteroscedasticity test	0.14	Bias proportion	0.00
ARCH LM test (lag 1)	0.18	Variance proportion	0.01
		Covariance proportion	0.99
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.23		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

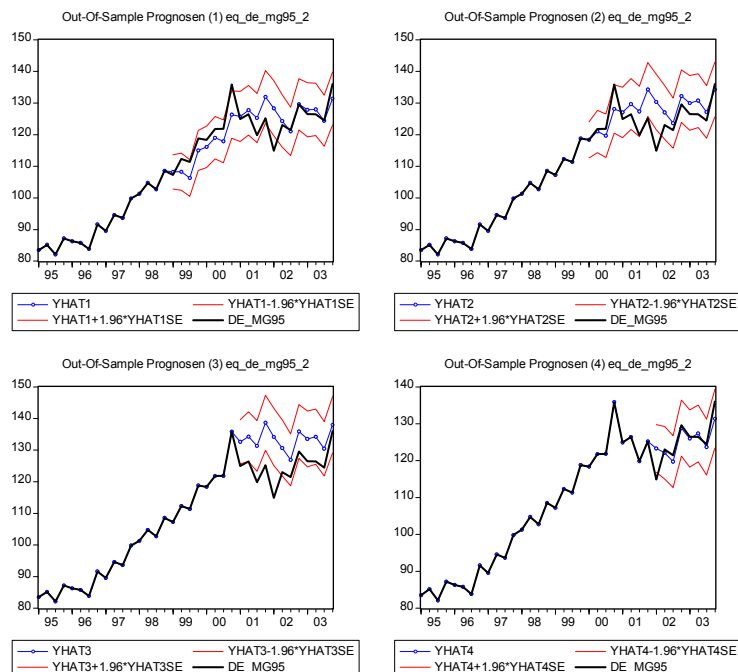
Anhang II

Die Residuen sind normalverteilt, homoskedastisch und frei von Autokorrelation. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine nennenswerten systematischen Fehler.

Cusum-Tests und in-sample Prognose



Out-of-sample Prognose



1.11 Deutschland -- Dienstleistungsimporte

Dependent Variable: DLOG(DE_MS95)			eq_de_ms95_2	
Method: Least Squares				
Date: 06/04/04 Time: 10:38				
Sample(adjusted): 1980Q3 2003Q4				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.726983	0.448956	-1.619275	0.1093
Z1	0.000785	0.024599	0.031913	0.9746
Z2	0.023774	0.027081	0.877895	0.3826
Z3	0.021419	0.025821	0.829536	0.4092
LOG(DE_MS95(-1))	-0.077389	0.052346	-1.478404	0.1432
LOG(DE_XG95(-1))	0.078225	0.051185	1.528287	0.1303
LOG(DE_RAW_19(-1))	0.133110	0.085938	1.548906	0.1253
DLOG(DE_MS95(-1))	-0.253601	0.090748	-2.794567	0.0065
DLOG(DE_MS95(-2))	-0.230003	0.091400	-2.516443	0.0138
DLOG(DE_MS95(-3))	-0.230861	0.091970	-2.510173	0.0141
DLOG(DE_MS95(-4))	0.561652	0.088434	6.351111	0.0000
DLOG(DE_XG95(-3))	0.194348	0.104308	1.863222	0.0661
DLOG(DE_RAW_19(-1))	-0.534229	0.231181	-2.310865	0.0234
R-squared	0.959431	Mean dependent var	0.007701	
Adjusted R-squared	0.953421	S.D. dependent var	0.149881	
S.E. of regression	0.032348	Akaike info criterion	-3.896795	
Sum squared resid	0.084756	Schwarz criterion	-3.545063	
Log likelihood	196.1494	F-statistic	159.6325	
Durbin-Watson stat	2.263959	Prob(F-statistic)	0.000000	

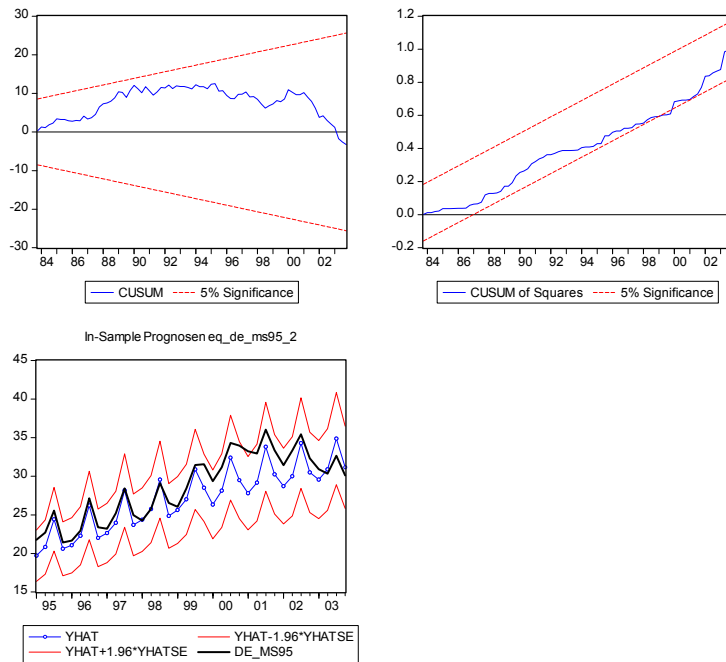
Langfristbeziehung:

$$\ln(\text{de_ms95}) = 1.01 \cdot \ln(\text{de_xg95}) - 1.72 \cdot \ln(\text{de_raw_19})$$

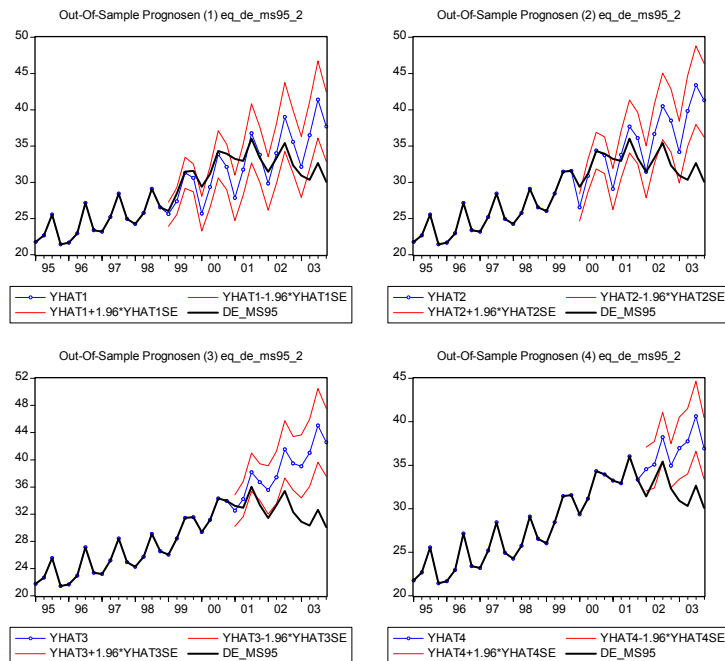
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.42	Root mean squared error	1.44
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.04	Mean absolute percent error	4.6
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.02	Theil inequality coefficient	0.03
White's heteroscedasticity test	0.45	Bias proportion	0.10
ARCH LM test (lag 1)	0.18	Variance proportion	0.39
		Covariance proportion	0.51
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)			
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	1		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Cusum-Tests und in-sample Prognose



Out-of-sample Prognosen



1.12 Deutschland – Importpreise

Dependent Variable: DLOG(DE_PM)				
Method: Least Squares				
Date: 09/21/04 Time: 15:45				
Sample(adjusted): 1981Q2 2003Q4				
Included observations: 91 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_PM(-1))	-0.394701	0.068632	-5.751020	0.0000
LOG(DE_PGESDEF(-1))	0.269126	0.068298	3.940470	0.0002
LOG(DE_PGESDEF(-1)/DE_RAW_19(-1))	0.074658	0.044722	1.669382	0.0992
LOG(OIL\$(-1)/DE_NAW_US(-1))	0.034698	0.006068	5.718436	0.0000
@TREND(1970:1)	-0.001067	0.000377	-2.831994	0.0059
C	0.752838	0.253751	2.966838	0.0040
Z1	-0.022034	0.004103	-5.369759	0.0000
Z2	0.004602	0.003463	1.328836	0.1879
Z3	-0.014699	0.003682	-3.992180	0.0002
DLOG(DE_PM(-4))	0.385610	0.069753	5.528213	0.0000
DLOG(DE_PGESDEF(-1)/DE_RAW_19(-1))	0.385286	0.067313	5.723780	0.0000
DLOG(DE_PGESDEF(-3)/DE_RAW_19(-3))	0.156270	0.061521	2.540100	0.0132
DLOG(DE_PGESDEF(-4)/DE_RAW_19(-4))	-0.206064	0.068900	-2.990762	0.0038
DLOG(OIL\$(-0)/DE_NAW_US(-0))	0.041551	0.007074	5.874045	0.0000
I8702	0.028975	0.010325	2.806216	0.0064
I9201	-0.015407	0.009578	-1.608592	0.1119
R-squared	0.793547	Mean dependent var		0.000909
Adjusted R-squared	0.752256	S.D. dependent var		0.017620
S.E. of regression	0.008770	Akaike info criterion		-6.476614
Sum squared resid	0.005769	Schwarz criterion		-6.035144
Log likelihood	310.6859	F-statistic		19.21855
Durbin-Watson stat	1.871917	Prob(F-statistic)		0.000000

Die Gleichung enthält zwei Impulsdummies zur Eliminierung von Ausreißern.

$$\ln(\text{de_pm}) = 0,19 \cdot \ln(\text{DE_PGESDEF / DE_RAW_19}) + 0,68 \cdot \ln(\text{de_pgesdef})$$

$$+ 0,09 \cdot \ln(\text{OIL\$ / DE_NAW_US}) - 0,003 \cdot \text{trend}$$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.46	Root mean squared error	1.28
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.44	Mean absolute percent error	0.99
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.67	Theil inequality coefficient	0.006
White's heteroscedasticity test	0.36	Bias proportion	0.00
ARCH LM test (lag 1)	0.74	Variance proportion	0.05
		Covariance proportion	0.95
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.30		
CUSUM test ^a	0		

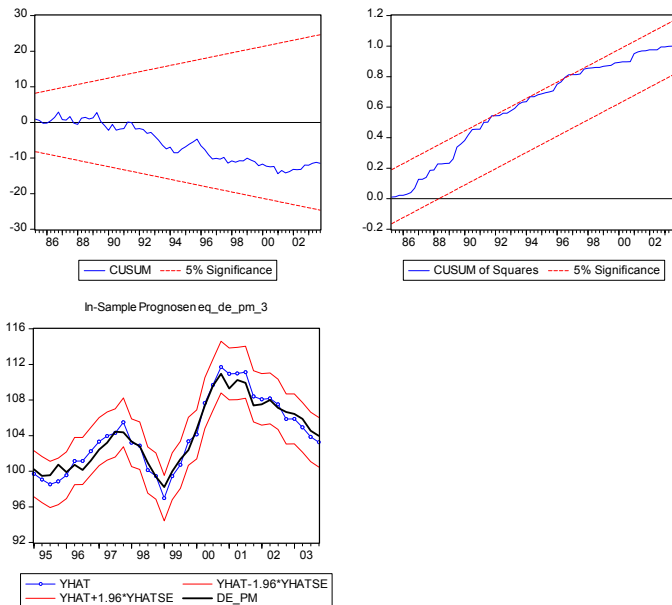
CUSUM² test^a

0

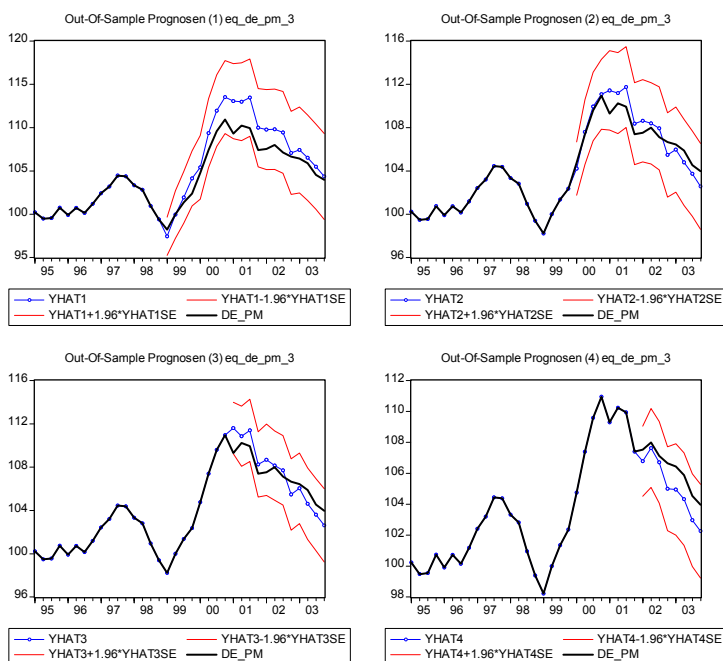
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Die Residuen sind normalverteilt und frei von Autokorrelation. Sie zeigen jedoch Heteroskedastizität. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine systematischen Fehler.

Cusum-Tests und in-sample Prognose



Out-of-sample Prognosen



1.13 Deutschland -- Exportpreise

Dependent Variable: DLOG(DE_PX)			eq_de_px_1	
Method: Least Squares				
Date: 06/04/04 Time: 20:04				
Sample: 1986Q1 2003Q4				
Included observations: 72				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DE_PX(-1))	-0.259742	0.056595	-4.589487	0.0000
LOG(DE_PGESDEF(-1))	0.088804	0.023354	3.802578	0.0003
LOG(DE_PM(-1))	0.085115	0.019239	4.424190	0.0000
C	0.395852	0.096336	4.109090	0.0001
Z1	-0.003341	0.000988	-3.381556	0.0013
Z2	0.004952	0.001266	3.912213	0.0002
Z3	-0.002063	0.001637	-1.260235	0.2126
DLOG(DE_PX(-1))	0.191966	0.072863	2.634608	0.0108
DLOG(DE_PM(-0))	0.215201	0.025887	8.313166	0.0000
DLOG(DE_PM(-2))	0.057994	0.026019	2.228911	0.0297
DLOG(DE_PGESDEF(-2))	-0.184610	0.065834	-2.804177	0.0069
I0103	-0.017675	0.002865	-6.170047	0.0000
I0104	0.018189	0.003225	5.640778	0.0000
I9001	-0.007511	0.002727	-2.754722	0.0078
R-squared	0.850950	Mean dependent var	0.001524	
Adjusted R-squared	0.817543	S.D. dependent var	0.005983	
S.E. of regression	0.002556	Akaike info criterion	-8.928333	
Sum squared resid	0.000379	Schwarz criterion	-8.485648	
Log likelihood	335.4200	F-statistic	25.47170	
Durbin-Watson stat	2.033883	Prob(F-statistic)	0.000000	

Langfristbeziehung: $\ln(\text{de_px}) = 0,34 \cdot \ln(\text{pgesdef}) + 0,33 \cdot \ln(\text{de_pm})$

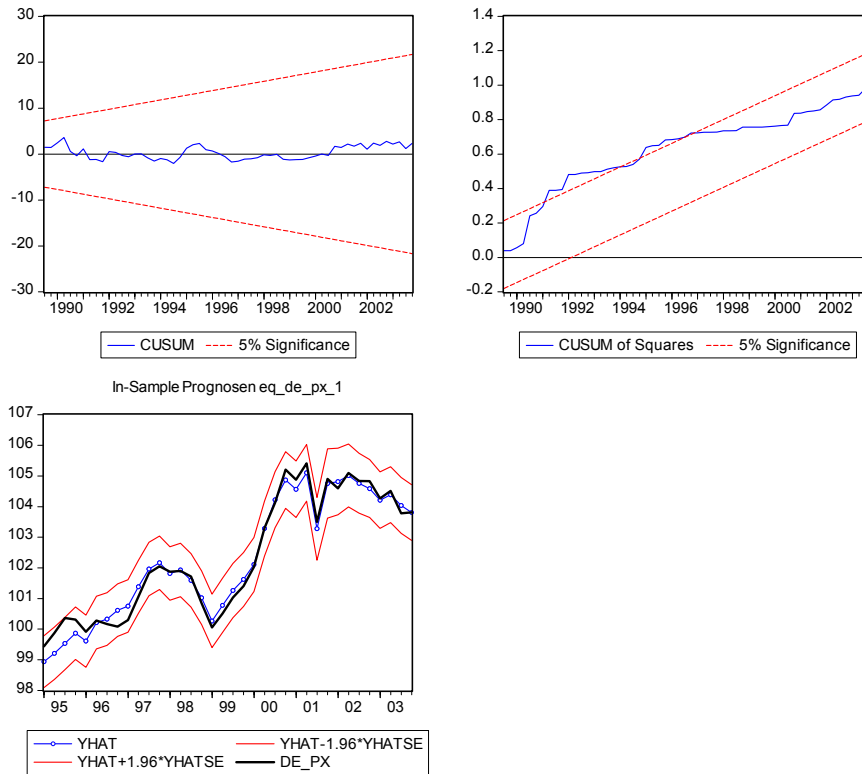
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.80	Root mean squared error	0.33
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.60	Mean absolute percent error	0.27
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.89	Theil inequality coefficient	0.002
White's heteroscedasticity test	0.42	Bias proportion	0.0000
ARCH LM test (lag 1)	0.42	Variance proportion	0.0024
		Covariance proportion	0.9976
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.49		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	10		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Die Gleichung für die deutschen Ausführpreise enthält drei Impulsdummies, um Ausreißer in den Residuen zu eliminieren. Auf diese Weise wird sichergestellt, dass die Residuen normalverteilt und homoskedastisch sind. Des Weiteren sind sie frei von Autokorrelation. Der CUSUM²-Test zeigt an, dass die Schätzgleichung 1991 bis 1994 nicht stabil ist. Ursächlich hierfür ist vermutlich der vereinigungsbedingte Bruch in den Zeitreihen der Exportpreise und des Gesamtabsatzdeflators.

Da sich bei der In-Sample-Prognose mit der obigen Gleichung keine systematischen Fehler ergeben, wurde auf zusätzliche Deterministik verzichtet. Nachdem der Anpassungsprozess bei den Preisen vollzogen ist, ist der CUSUM²-Test stabil.

Cusum- Tests und in-sample Prognose



1.14 Frankreich -- Warenexporte in die EWU

Dependent Variable: DLOG(FR_XG95_EWU)			eq_fr_xg95_ewu_5	
Method: Least Squares				
Date: 06/08/04 Time: 15:23				
Sample(adjusted): 1981Q1 2003Q3				
Included observations: 91 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FR_XG95_EWU(-1))	-0.302873	0.059093	-5.125393	0.0000
LOG(EU8OFR_IMEQ95(-1))	0.126250	0.052497	2.404890	0.0186
LOG(FR_REEV_EWU(-1))	-0.559466	0.208381	-2.684821	0.0089
@TREND	0.003391	0.000701	4.834501	0.0000
Z1	0.028277	0.053408	0.529463	0.5980
Z2	-0.062128	0.028908	-2.149153	0.0348
Z3	-0.141901	0.053031	-2.675788	0.0091
C	4.024468	1.261292	3.190749	0.0021
D(S9301)	-0.044518	0.029001	-1.535027	0.1289
DLOG(EU8OFR_IMEQ95(-0))	0.647054	0.130215	4.969129	0.0000
DLOG(EU8OFR_IMEQ95(-1))	0.273965	0.116100	2.359728	0.0209
DLOG(EU8OFR_IMEQ95(-2))	0.195457	0.120100	1.627455	0.1078
DLOG(EU8OFR_IMEQ95(-3))	0.268939	0.123154	2.183764	0.0321
DLOG(FR_REEV_EWU(-0))	-0.768603	0.292476	-2.627917	0.0104
I9901	-0.056813	0.027230	-2.086415	0.0403
R-squared	0.943613	Mean dependent var		0.016529
Adjusted R-squared	0.933226	S.D. dependent var		0.099698
S.E. of regression	0.025763	Akaike info criterion		-4.330233
Sum squared resid	0.050443	Schwarz criterion		-3.916355
Log likelihood	212.0256	F-statistic		90.84515
Durbin-Watson stat	2.069281	Prob(F-statistic)		0.000000

Langfristbeziehung:

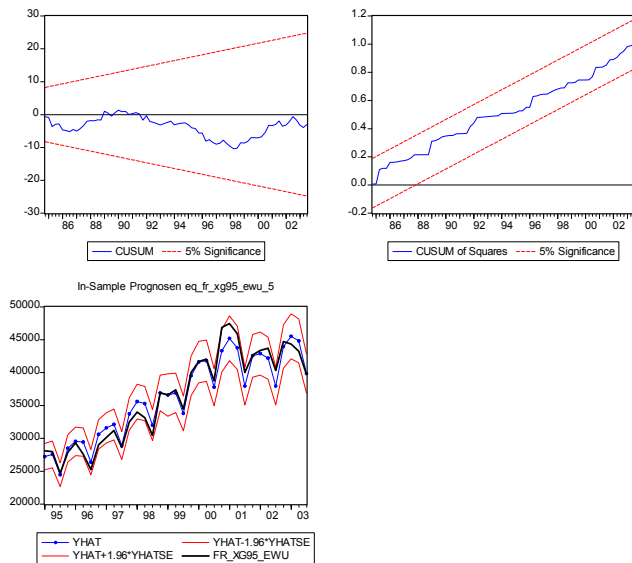
$$\ln(\text{FR_XG95_EWU}) = 0,42 \cdot \ln(\text{EU8OFR_IMEQ95}) - 1,85 \cdot \ln(\text{FR_REEV_EWU}) + 0,01 \cdot \text{TREND}$$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.717136	Root mean squared error	936.4028
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.639666	Mean absolute percent error	2.565741
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.879125	Theil inequality coefficient	0.017251
White's heteroscedasticity test	0.789292	Bias proportion	0.001274
ARCH LM test (lag 1)	0.503788	Variance proportion	0.031819
		Covariance proportion	0.966907
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.133063		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

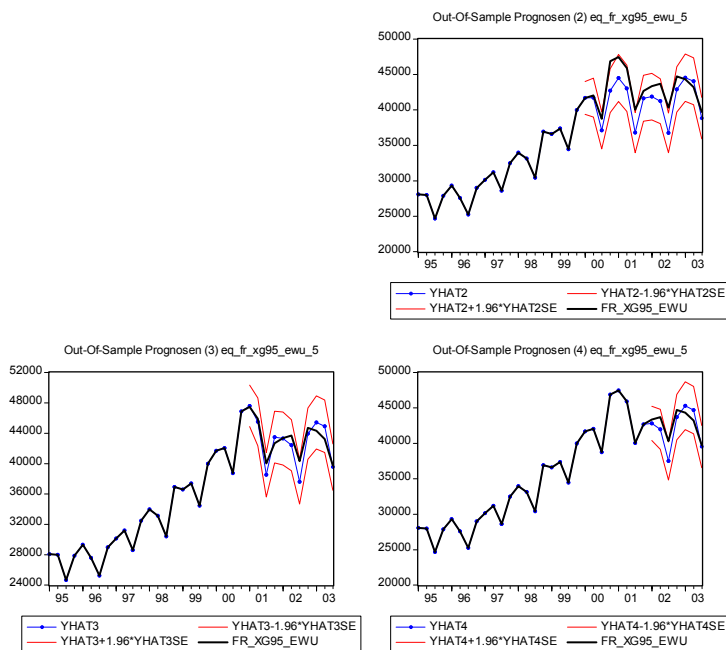
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Die Residuen sind normalverteilt, homoskedastisch und frei von Autokorrelation. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine nennenswerten systematischen Fehler.

Cusum-Tests und In-sample-Prognose



Out-of-sample Prognosen



1.15 Frankreich -- Warenexporte in die übrige Welt (Nicht-EWU-Länder)

Dependent Variable: DLOG(FR_XG95_ROW)		eq_fr_xg95_row		
Method: Least Squares				
Date: 06/03/04 Time: 13:40				
Sample: 1982Q1 2003Q3				
Included observations: 87				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FR_XG95_ROW(-1))	-0.214895	0.067943	-3.162882	0.0023
LOG(ROW_GDP95(-1))	0.221161	0.061944	3.570347	0.0006
LOG(FR_REEV_CPI(-1))	-0.110444	0.126090	-0.875916	0.3839
@TREND(1970:1)*S9301	0.000710	0.000311	2.280019	0.0254
C	1.630124	0.969509	1.681392	0.0968
Z1	-0.070188	0.021245	-3.303752	0.0015
Z2	-0.035872	0.012240	-2.930578	0.0045
Z3	-0.075431	0.017371	-4.342436	0.0000
DLOG(FR_XG95_ROW(-1))	-0.254690	0.098182	-2.594058	0.0114
DLOG(FR_XG95_ROW(-5))	-0.213168	0.096001	-2.220475	0.0294
DLOG(FR_REEV_CPI(-2))	-0.578140	0.298937	-1.933989	0.0569
D(S9301)	0.094452	0.042292	2.233355	0.0285
R-squared	0.814000	Mean dependent var	0.008152	
Adjusted R-squared	0.786720	S.D. dependent var	0.082680	
S.E. of regression	0.038183	Akaike info criterion	-3.565398	
Sum squared resid	0.109347	Schwarz criterion	-3.225273	
Log likelihood	167.0948	F-statistic	29.83879	
Durbin-Watson stat	2.052050	Prob(F-statistic)	0.000000	

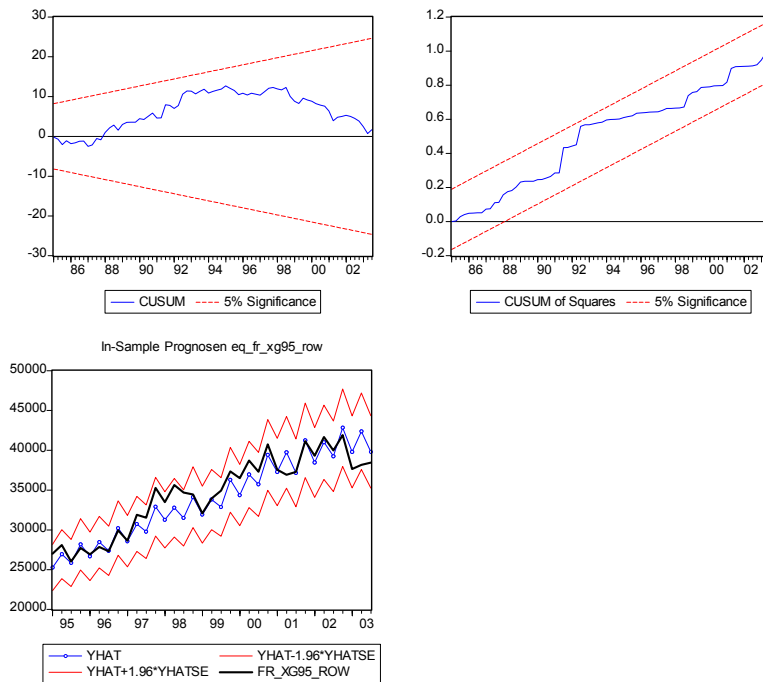
Langfristbeziehung:

$$\ln(\text{fr_xg95_row}) = 1,03 * \ln(\text{row_gdp95}) - 0,51 * \ln(\text{fr_reev}) + 0,003 * (\text{trend} * \text{s9301})$$

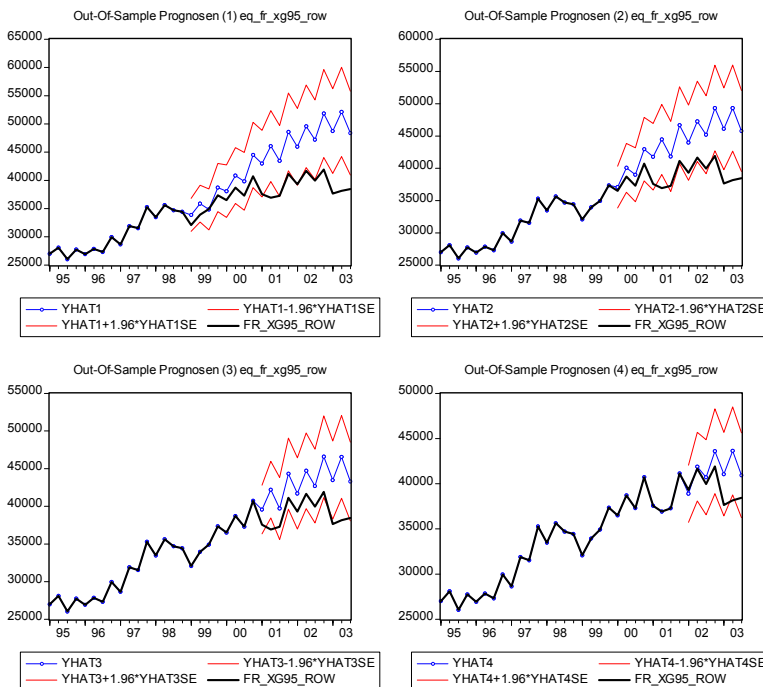
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.76	Root mean squared error	1191.75
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.43	Mean absolute percent error	3.61
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.39	Theil inequality coefficient	0.02
White's heteroscedasticity test	0.06	Bias proportion	0.02
ARCH LM test (lag 1)	0.95	Variance proportion	0.04
		Covariance proportion	0.94
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.85		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Cusum-Tests und In-sample-Prognose

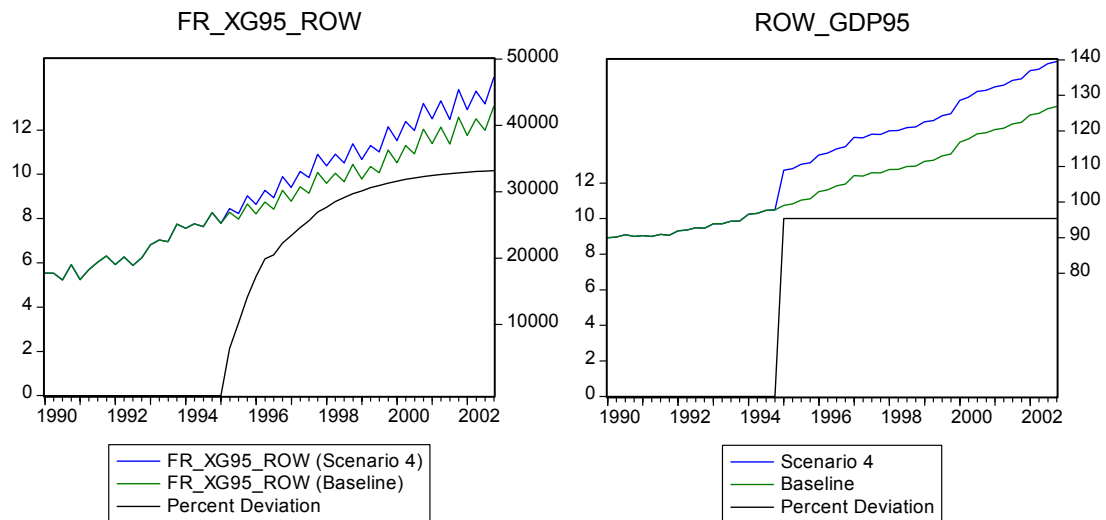


Out-of-sample Prognosen

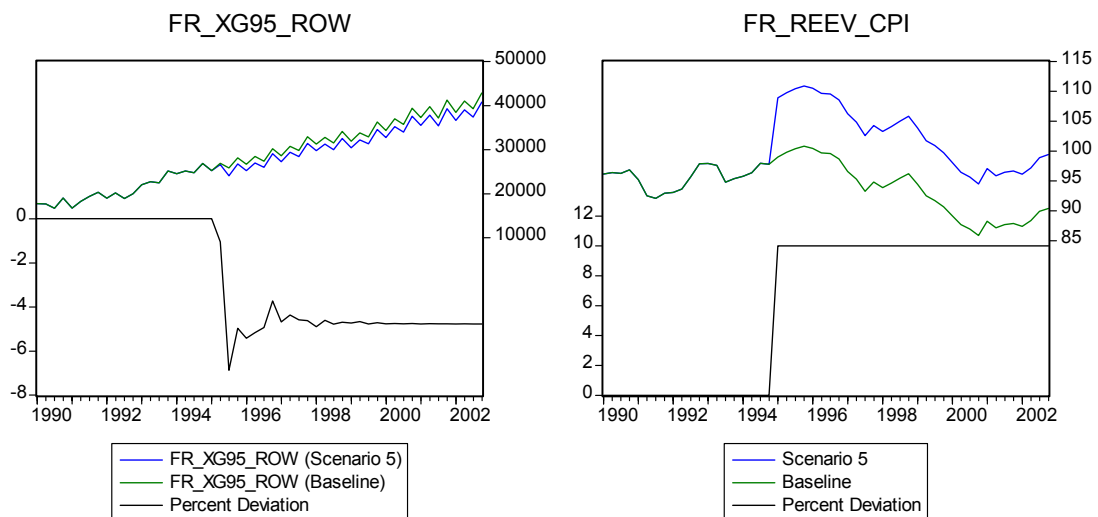


Simulationen

10%ige Erhöhung des realen BIP in der übrigen Welt



10%ige reale Aufwertung des französischen Francs gegenüber den Währungen eines breiten Länderkreises (24 Industrieländer)



1.16 Frankreich -- Dienstleistungsexporte

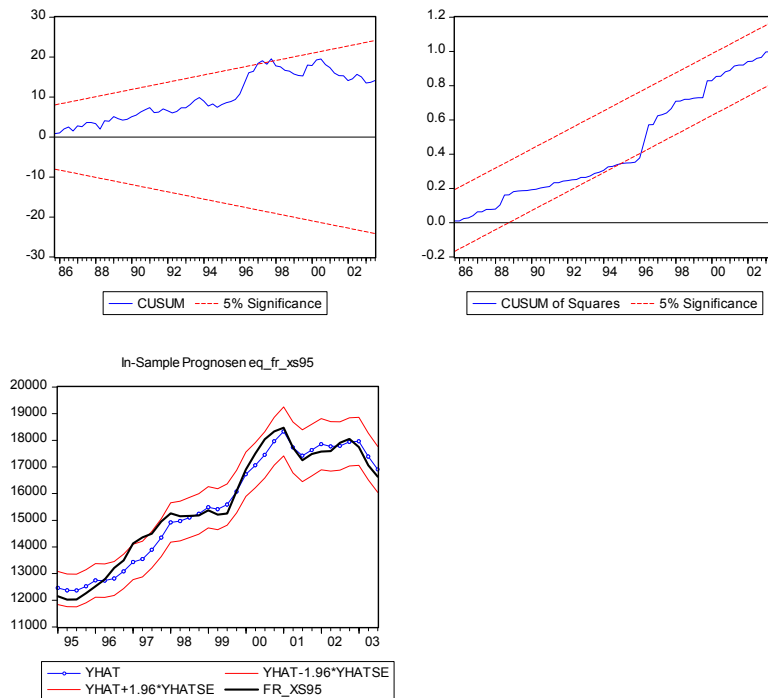
Dependent Variable: DLOG(FR_XS95)			eq_fr_xs95	
Method: Least Squares				
Date: 06/03/04 Time: 14:00				
Sample(adjusted): 1982Q2 2003Q3				
Included observations: 86 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FR_XS95(-1))	-0.188879	0.037963	-4.975372	0.0000
LOG(FR_XG95(-1))	0.072554	0.026297	2.759016	0.0073
LOG(FR_REEV_CPI(-1))	-0.107614	0.049466	-2.175496	0.0329
C	-0.199606	0.336629	-0.592956	0.5551
Z1	-0.010562	0.004219	-2.503654	0.0146
Z2	-0.020586	0.004736	-4.346793	0.0000
Z3	-0.011080	0.004186	-2.646911	0.0100
LOG(EU8OFR_GDP95(-1))	0.122648	0.048060	2.551994	0.0128
DLOG(FR_XS95(-1))	0.450789	0.086663	5.201642	0.0000
DLOG(FR_XS95(-8))	0.174115	0.073444	2.370721	0.0204
DLOG(FR_REEV_CPI(-0))	-0.239642	0.085421	-2.805405	0.0065
DLOG(FR_REEV_CPI(-2))	-0.226670	0.086431	-2.622542	0.0106
DLOG(FR_REEV_CPI(-4))	-0.176778	0.083800	-2.109520	0.0384
I0102	-0.034065	0.011294	-3.016186	0.0035
R-squared	0.764029	Mean dependent var		0.008353
Adjusted R-squared	0.721423	S.D. dependent var		0.019577
S.E. of regression	0.010333	Akaike info criterion		-6.159041
Sum squared resid	0.007688	Schwarz criterion		-5.759496
Log likelihood	278.8388	F-statistic		17.93251
Durbin-Watson stat	2.090539	Prob(F-statistic)		0.000000

Langfristbeziehung: $\ln(\text{fr_xs95}) = 0,38 \cdot \ln(\text{fr_xg95}) - 0,57 \cdot \ln(\text{fr_reev})$

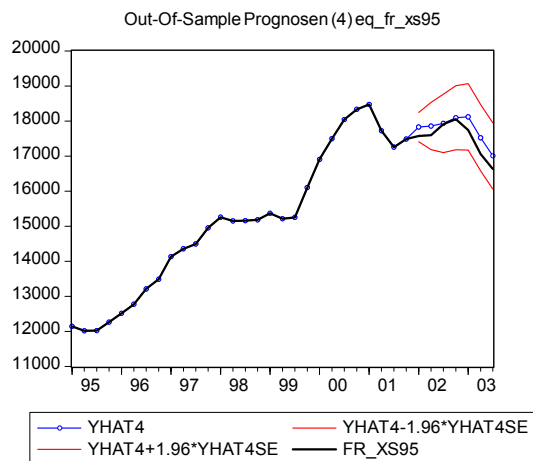
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.65	Root mean squared error	249.63
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.50	Mean absolute percent error	1.52
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.48	Theil inequality coefficient	0.01
White's heteroscedasticity test	0.58	Bias proportion	0.00
ARCH LM test (lag 1)	0.93	Variance proportion	0.02
		Covariance proportion	0.98
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.31		
CUSUM test ^a	2		
CUSUM ² test ^a	3		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Cusum-Tests und In-sample-Prognose



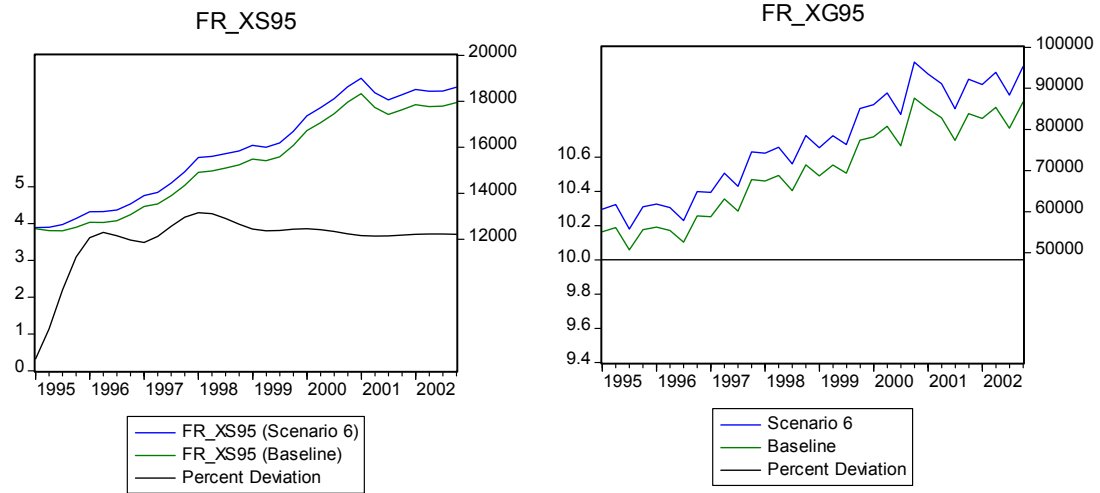
Out-of-sample Prognosen



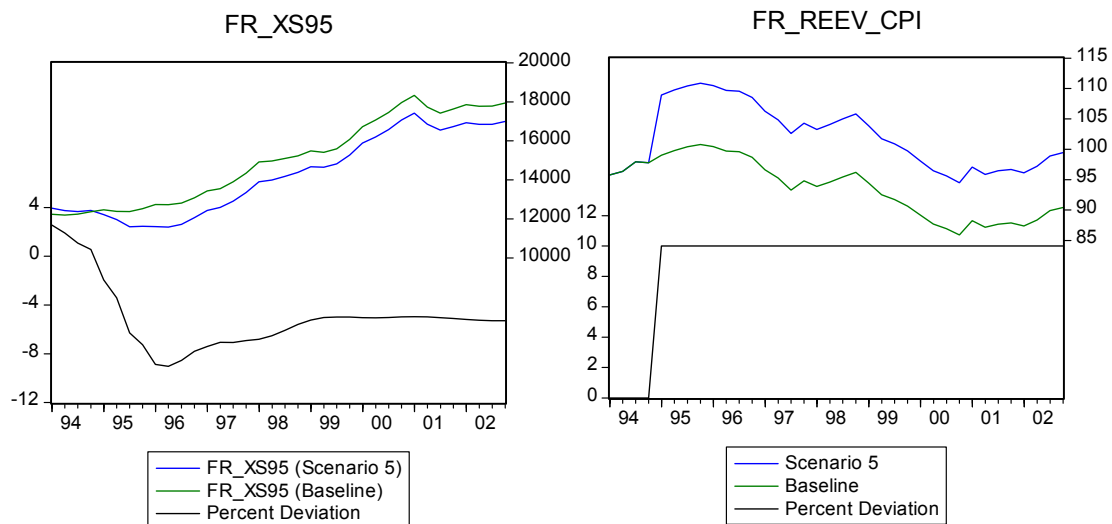
Wegen der Impulsdummy im zweiten Quartal 2001 kann nur für den Zeitraum 2002:1 2003:3 eine Out-of-Sample Prognose gemacht werden.

Simulationen

10%ige Erhöhung der realen Exporte Frankreichs



10%ige reale Aufwertung des französischen Francs gegenüber den Währungen eines breiten Länderkreises (24 Industrieländer)



1.17 Frankreich – Importe

Dependent Variable: DLOG(FR_M95)		eq_fr_m95		
Method: Least Squares				
Date: 06/03/04 Time: 21:34				
Sample(adjusted): 1981:2 2003:3				
Included observations: 90 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FR_M95(-1))	-0.297955	0.099409	-2.997263	0.0037
LOG(FR_X95(-1))	0.211932	0.066856	3.169973	0.0022
LOG(FR_IFC95(-1))	0.119587	0.065461	1.826854	0.0715
LOG(FR_PM(-1)/FR_PGESDEF(-1))	-0.047726	0.036457	-1.309093	0.1943
C	-0.359950	0.375847	-0.957704	0.3412
Z1	-0.138044	0.012227	-11.28985	0.0000
Z2	-0.096512	0.007416	-13.01379	0.0000
Z3	-0.214430	0.014212	-15.08757	0.0000
DLOG(FR_IFC95(-3))	0.475158	0.114137	4.163042	0.0001
DLOG(FR_PM(-4)/FR_PGESDEF(-4))	-0.418072	0.126052	-3.316668	0.0014
I8903	-0.037514	0.019885	-1.886556	0.0629
I9204	-0.061740	0.019947	-3.095172	0.0027
R-squared	0.920439	Mean dependent var	0.010991	
Adjusted R-squared	0.909219	S.D. dependent var	0.063137	
S.E. of regression	0.019023	Akaike info criterion	-4.962742	
Sum squared resid	0.028227	Schwarz criterion	-4.629434	
Log likelihood	235.3234	F-statistic	82.03444	
Durbin-Watson stat	1.743392	Prob(F-statistic)	0.000000	

Die Gleichung enthält zwei Impulsdummies, die erforderlich sind, um Extremwerte in den Residuen zu eliminieren.

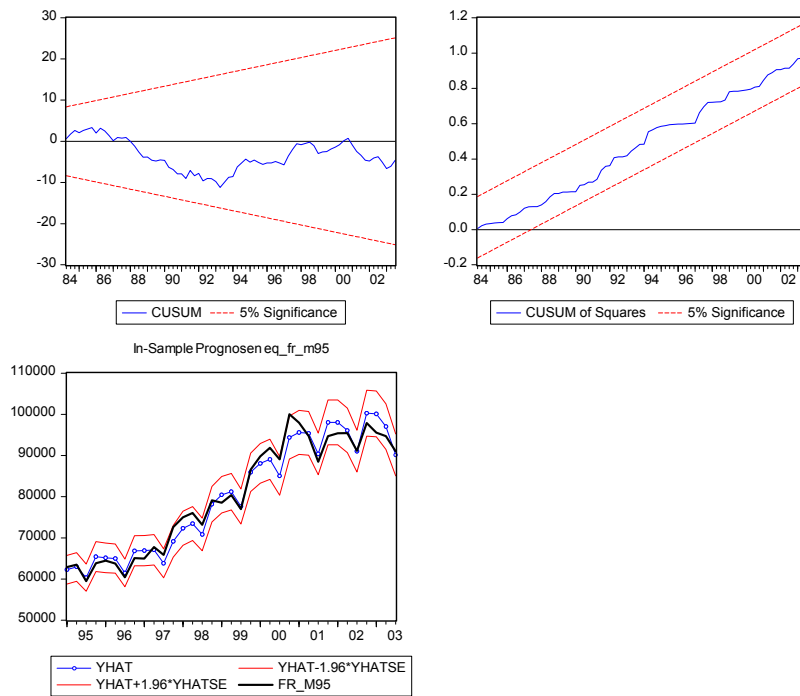
Langfristbeziehung: $\ln(\text{fr_m95}) = 0,71 \cdot \ln(\text{fr_x95}) + 0,40 \cdot \ln(\text{fr_ifc95}) - 0,16 \cdot \ln(\text{fr_prel})$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.38	Root mean squared error	1675.52
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.24	Mean absolute percent error	2.12
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.67	Theil inequality coefficient	0.01
White's heteroscedasticity test	0.29	Bias proportion	0.00
ARCH LM test (lag 1)	0.62	Variance proportion	0.00
		Covariance proportion	1.00
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.80		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

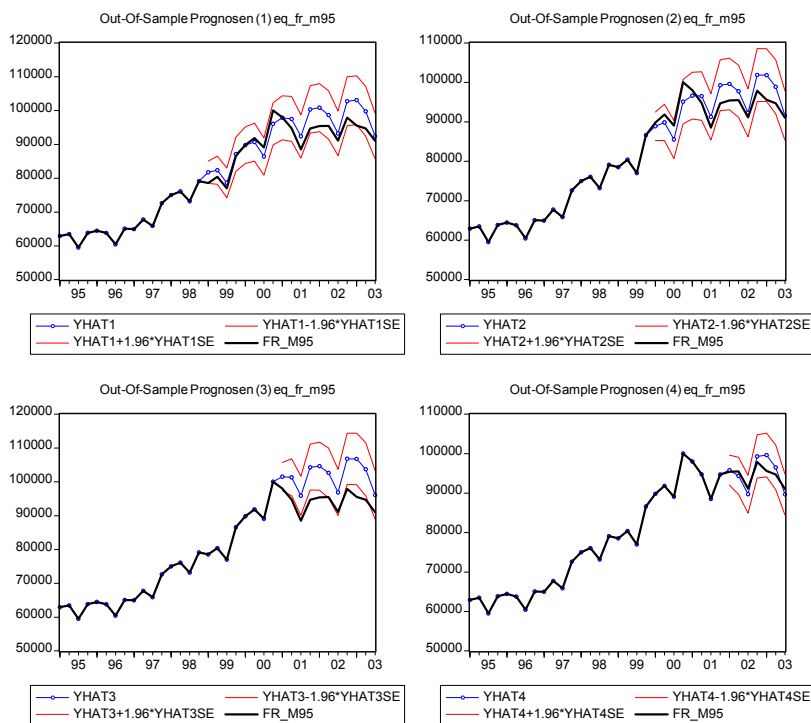
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Die Residuen sind normalverteilt, homoskedastisch und frei von Autokorrelation. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine nennenswerten systematischen Fehler.

Cusum-Tests und In-sample-Prognose



Out-of-Sample Prognosen



1.18 Frankreich – Importpreise

Dependent Variable: DLOG(FR_PM)		eq_fr_pm		
Method: Least Squares				
Date: 09/21/04 Time: 17:26				
Sample(adjusted): 1981Q2 2003Q3				
Included observations: 90 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FR_PM(-1))	-0.250062	0.052758	-4.739835	0.0000
LOG(FR_PGESDEF(-1))	0.077990	0.072039	1.082610	0.2823
LOG(OIL\$(-1)/FR_NAW_US(-1))	0.015060	0.007306	2.061221	0.0426
LOG(FR_PC(-1)/FR_REEV_CPI(-1))	0.133934	0.053139	2.520434	0.0138
C	0.857819	0.339766	2.524735	0.0136
@TREND(1970:1)	-0.001329	0.000307	-4.333984	0.0000
DLOG(FR_PM(-1))	0.154896	0.061639	2.512968	0.0140
DLOG(FR_PM(-4))	0.431871	0.063979	6.750154	0.0000
DLOG(OIL\$(-0)/FR_NAW_US(-0))	0.061029	0.008555	7.133368	0.0000
DLOG(FR_PC(-0)/FR_REEV_CPI(-0))	0.333083	0.072356	4.603395	0.0000
DLOG(FR_PC(-3)/FR_REEV_CPI(-3))	0.263171	0.065904	3.993245	0.0001
DLOG(FR_PC(-4)/FR_REEV_CPI(-4))	-0.328333	0.074988	-4.378501	0.0000
R-squared	0.785872	Mean dependent var	0.002004	
Adjusted R-squared	0.755675	S.D. dependent var	0.020594	
S.E. of regression	0.010180	Akaike info criterion	-6.213300	
Sum squared resid	0.008083	Schwarz criterion	-5.879992	
Log likelihood	291.5985	F-statistic	26.02441	
Durbin-Watson stat	1.834517	Prob(F-statistic)	0.000000	

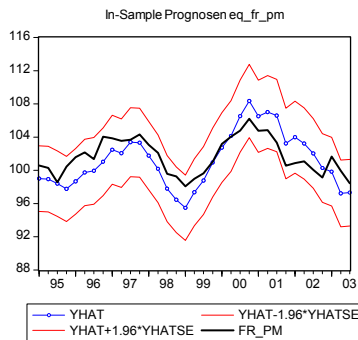
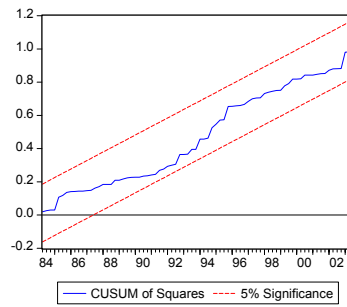
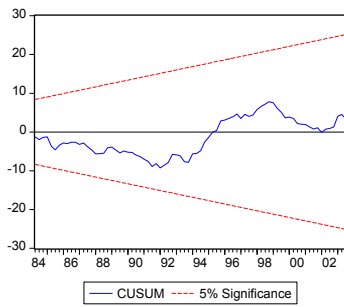
$$\ln(\text{fr_pm}) = 0,31 \cdot \ln(\text{fr_pgesdef}) + 0,06 \cdot \ln(\text{oil\$ / fr_naw_us}) + 0,54 \cdot \ln(\text{fr_pc / fr_reev_cpi})$$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.00	Root mean squared error	2.10
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.28	Mean absolute percent error	1.68
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.41	Theil inequality coefficient	0.01
White's heteroscedasticity test	0.28	Bias proportion	0.00
ARCH LM test (lag 1)	0.33	Variance proportion	0.05
		Covariance proportion	0.95
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.44		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

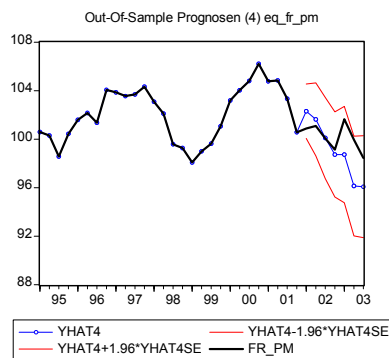
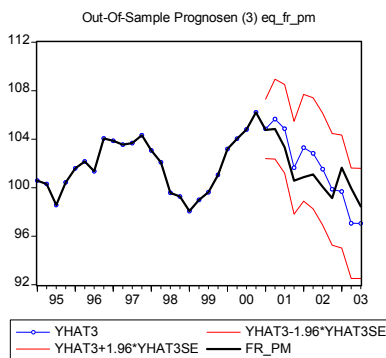
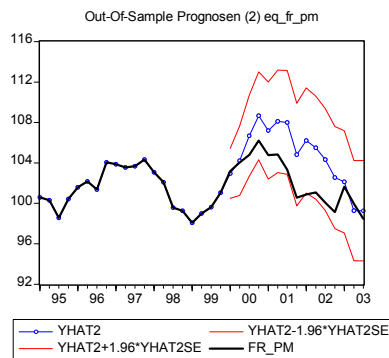
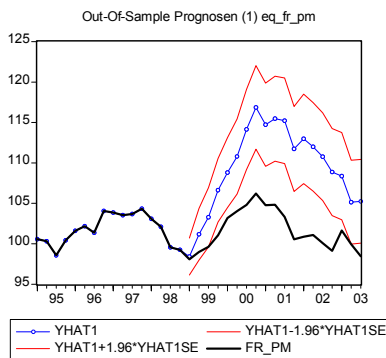
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Die Residuen sind nicht normal verteilt, aber alle anderen Teststatistiken sind in Ordnung. Die Spezifikation ist im Prognosezeitraum stabil und zeigt gute In-Sample-Prognose-Eigenschaften.

Anhang II



Out-of-sample Prognosen



1.19 Frankreich -- Exportpreise

Dependent Variable: DLOG(FR_PX)		eq_fr_px		
Method: Least Squares				
Date: 06/04/04 Time: 20:44				
Sample(adjusted): 1981Q2 2003Q3				
Included observations: 90 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FR_PX(-1))	-0.091901	0.022637	-4.059803	0.0001
LOG(FR_PM(-1))	0.062000	0.023342	2.656157	0.0096
C	0.137913	0.059113	2.333056	0.0223
Z1	-0.003784	0.002598	-1.456611	0.1493
Z2	0.007844	0.003823	2.051812	0.0436
Z3	-0.007979	0.002727	-2.925683	0.0045
DLOG(FR_PX(-1))	-0.184807	0.079008	-2.339097	0.0220
DLOG(FR_PX(-2))	-0.155836	0.065902	-2.364658	0.0206
DLOG(FR_PX(-4))	0.261832	0.064698	4.047009	0.0001
DLOG(FR_PM)	0.452279	0.041933	10.78587	0.0000
DLOG(FR_PM(-1))	0.102054	0.049653	2.055348	0.0433
DLOG(EU8OFR_GDP95(-1))	0.132727	0.062991	2.107087	0.0384
I8401	-0.021300	0.006912	-3.081841	0.0029
I9003	-0.016786	0.006204	-2.705750	0.0084
R-squared	0.857783	Mean dependent var		0.003756
Adjusted R-squared	0.833457	S.D. dependent var		0.014513
S.E. of regression	0.005923	Akaike info criterion		-7.277967
Sum squared resid	0.002666	Schwarz criterion		-6.889107
Log likelihood	341.5085	F-statistic		35.26118
Durbin-Watson stat	2.193520	Prob(F-statistic)		0.000000

Langfristbeziehung: $\ln(\text{fr_px}) = 0,67 \cdot \ln(\text{fr_pm})$

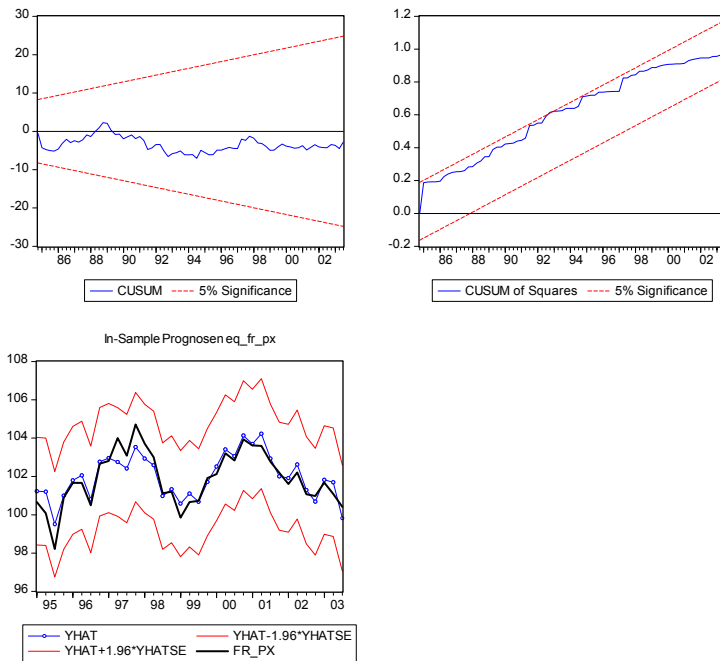
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.86	Root mean squared error	0.82
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.08	Mean absolute percent error	0.63
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.23	Theil inequality coefficient	0.004
White's heteroscedasticity test	0.63	Bias proportion	0.00
ARCH LM test (lag 1)	0.74	Variance proportion	0.05
		Covariance proportion	0.94
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.56		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

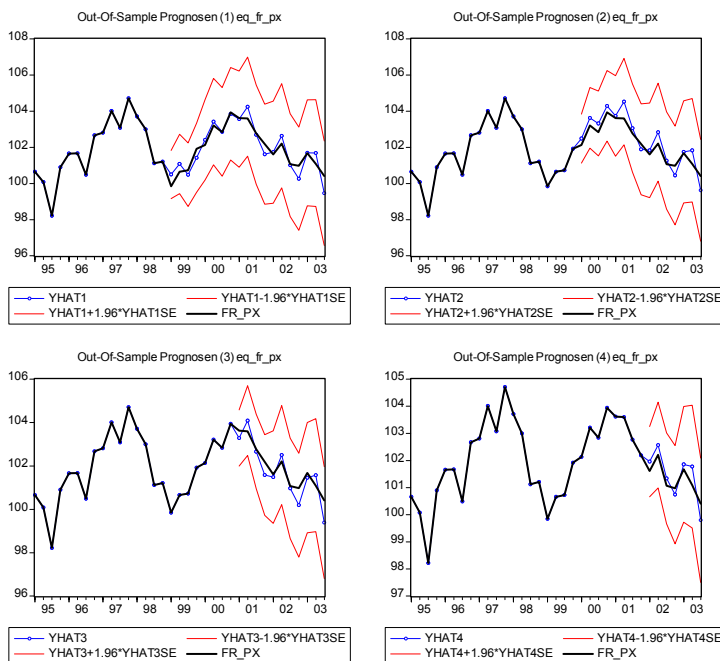
Die Schätzgleichung für die französischen Exportpreise enthält zwei Impulsdummies, um Extremwerte in den Residuen zu eliminieren. Damit wird sichergestellt, dass die Residuen normalverteilt und homoskedastisch sind. Der Serial-Correlation-LM-Test gibt Hinweise auf Autokorrelation erster Ordnung. Dieses Ergebnis ist jedoch nur dann signifikant, wenn man eine Fehlerwahr-

scheinlichkeit von über 5% zulässt. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine nennenswerten systematischen Fehler.

Cusum-Tests und In-sample Prognose



Out-of-sample Prognosen



1.20 Spanien --Warenexporte in die EWU

Dependent Variable: D(LOG(ES_XG95EWU))		eq_es_xg95ewu		
Method: Least Squares				
Date: 06/04/04 Time: 23:15				
Sample: 1981:3 2002:4				
Included observations: 86				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ES_XG95EWU(-1))	-0.599412	0.090869	-6.596405	0.0000
LOG(EWUOES_DTOT95(-1))	2.102768	0.323873	6.492562	0.0000
LOG(ES_RAW_EWU(-1))	-0.614226	0.134274	-4.574423	0.0000
SD9901	-0.096430	0.023017	-4.189447	0.0001
C	-21.58492	3.319349	-6.502757	0.0000
Z1	0.082054	0.043339	1.893307	0.0621
Z2	-0.024426	0.028653	-0.852502	0.3966
Z3	-0.163027	0.037179	-4.384961	0.0000
D(LOG(EWUOES_DTOT95))	2.301727	0.542063	4.246236	0.0001
D(LOG(ES_RAW_EWU (-5)))	-0.794631	0.248814	-3.193668	0.0020
R-squared	0.910170	Mean dependent var		0.024931
Adjusted R-squared	0.899532	S.D. dependent var		0.144666
S.E. of regression	0.045854	Akaike info criterion		-3.217756
Sum squared resid	0.159798	Schwarz criterion		-2.932367
Log likelihood	148.3635	F-statistic		85.56016
Durbin-Watson stat	1.984633	Prob(F-statistic)		0.000000

Langfristbeziehung:

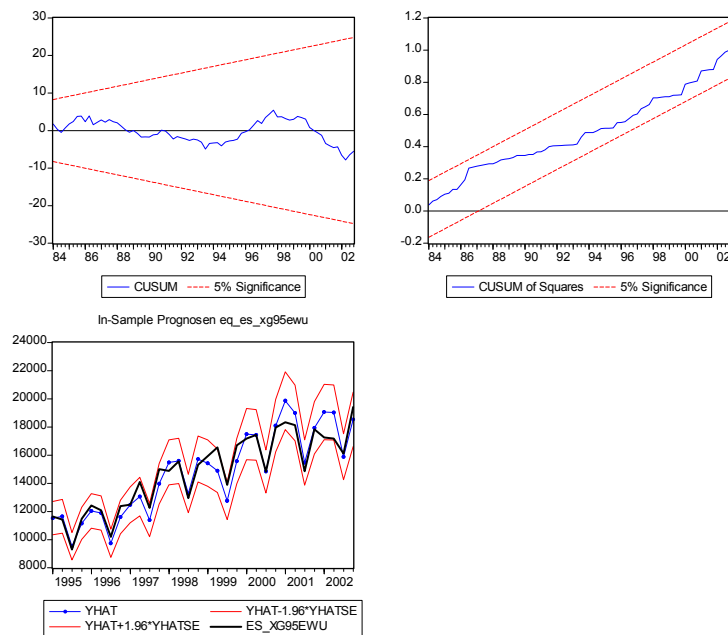
$$\ln(\text{ES_XG95_EWU}) = 3,51 * \ln(\text{EWUOES_DTOT95}) - 1,02 * \ln(\text{ES_RAW_EWU}) - 0,16 * \text{S9901}$$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.4984	Root mean squared error	527.21
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.9805	Mean absolute percentage error	3.70
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.8426	Theil inequality coefficient	0.0259
White's heteroscedasticity test	0.3850	Bias proportion	0.0000
ARCH LM test (lag 1)	0.8722	Variance proportion	0.0045
		Covariance proportion	0.9955
Stability tests			
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.9281		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

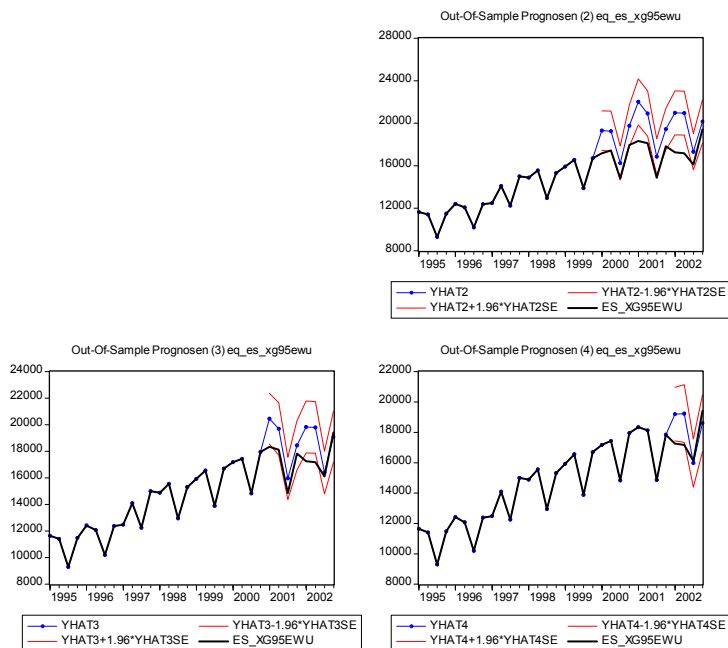
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Die Residuen sind normalverteilt, homoskedastisch und frei von Autokorrelation. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine nennenswerten systematischen Fehler.

Cusum-Tests und in-sample Prognosen



Out-of-sample Prognosen



1.21 Spanien --Warenexporte in die übrige EU

Dependent Variable: D(LOG(ES_XG95REU))		eq_es_xg95reu		
Method: Least Squares				
Date: 06/05/04 Time: 00:31				
Sample: 1980:3 2002:4				
Included observations: 90				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ES_XG95REU(-1))	-0.660874	0.091111	-7.253532	0.0000
LOG(ES_NAWREU(-1))	-0.571275	0.120417	-4.744146	0.0000
@TREND	0.013308	0.001876	7.092708	0.0000
C	6.699682	1.027962	6.517439	0.0000
Z1	-0.127816	0.041759	-3.060819	0.0030
Z2	0.065614	0.049416	1.327771	0.1879
Z3	-0.195926	0.026180	-7.483956	0.0000
D(LOG(REU_DDTOT95(-1)))	2.740286	0.807888	3.391913	0.0011
R-squared	0.771210	Mean dependent var		0.022316
Adjusted R-squared	0.751680	S.D. dependent var		0.147504
S.E. of regression	0.073504	Akaike info criterion		-2.298268
Sum squared resid	0.443032	Schwarz criterion		-2.076063
Log likelihood	111.4221	F-statistic		39.48684
Durbin-Watson stat	2.016858	Prob(F-statistic)		0.000000

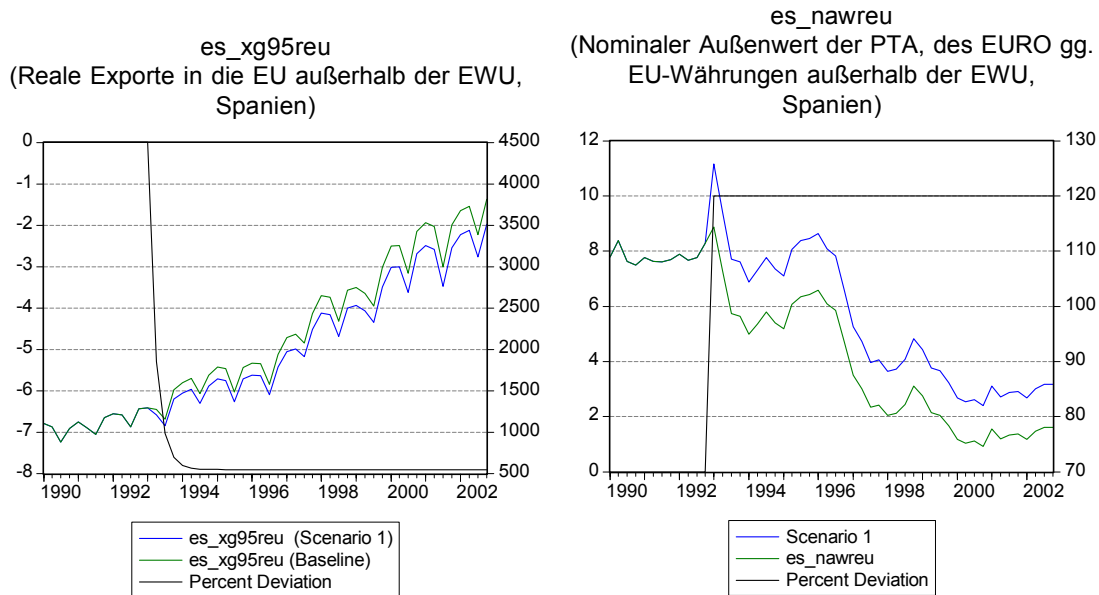
Langfristbeziehung: $\ln(xg95reu) = -0,86 \cdot \ln(nawreu) + 0,02 \cdot trend$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.74577	Root Mean Squared Error	100.443
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.727419	Mean Absolute Error	75.12926
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.670965	Mean Absolute Percentage Error	5.765059
White's heteroscedasticity test	0.111923	Theil Inequality Coefficient	0.027666
ARCH LM test (lag 1)	0.445641	Bias Proportion	0.000524
		Variance Proportion	0.003416
Stability tests		Covariance Proportion	0.99606
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.02154		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	14		

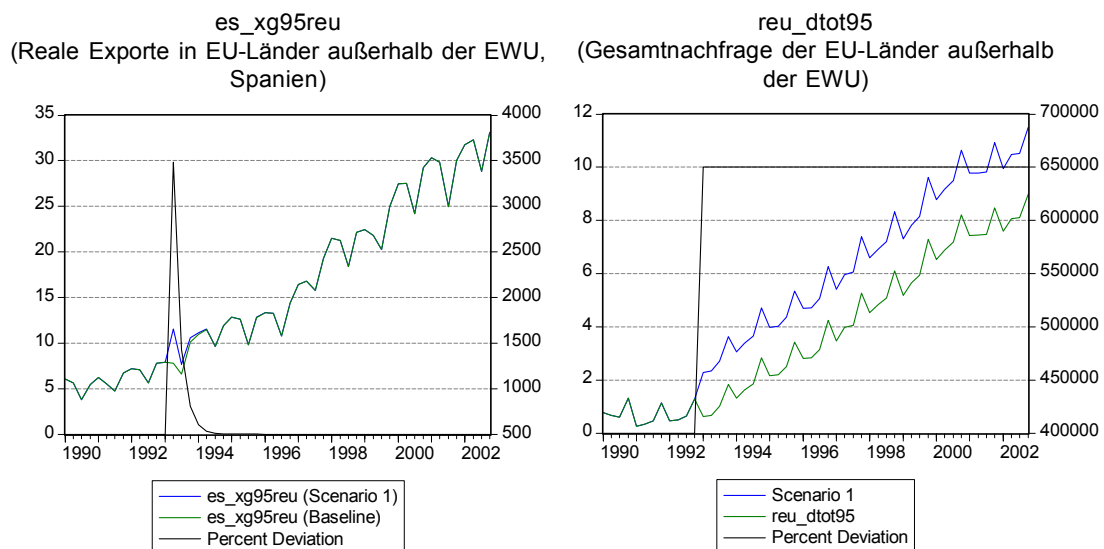
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Simulationen

Anstieg des nominalen Außenwerts um 10%



10%-iger Anstieg der ausländischen Nachfrage (nur Kurzfrist)



1.22 Spanien -- Warenexporte die USA

Dependent Variable: D(LOG(ES_XG95US))				eq_es_xg95us
Method: Least Squares				
Date: 06/05/04 Time: 09:58				
Sample: 1981:2 2002:4				
Included observations: 87				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ES_XG95US(-1))	-0.804051	0.093502	-8.599250	0.0000
LOG(ES_RAWUS(-1))	-0.533789	0.078655	-6.786454	0.0000
LOG(US_DTOT95(-1))	1.082829	0.135337	8.000995	0.0000
C	-7.868033	1.121707	-7.014338	0.0000
Z1	-0.083205	0.027299	-3.047968	0.0032
Z2	-0.012969	0.025300	-0.512593	0.6097
Z3	-0.083916	0.026737	-3.138581	0.0024
D(LOG(US_DTOT95(-1)))	4.649780	1.369255	3.395847	0.0011
D(LOG(US_DTOT95(-2)))	2.624781	1.425779	1.840945	0.0695
D(LOG(US_DTOT95(-4)))	3.213054	1.172761	2.739734	0.0077
D(LOG(ES_RAWUS(-1)))	0.509474	0.197265	2.582688	0.0117
R-squared	0.661772	Mean dependent var		0.018188
Adjusted R-squared	0.617268	S.D. dependent var		0.135208
S.E. of regression	0.083647	Akaike info criterion		-2.006725
Sum squared resid	0.531757	Schwarz criterion		-1.694944
Log likelihood	98.29255	F-statistic		14.87002
Durbin-Watson stat	1.995739	Prob(F-statistic)		0.000000

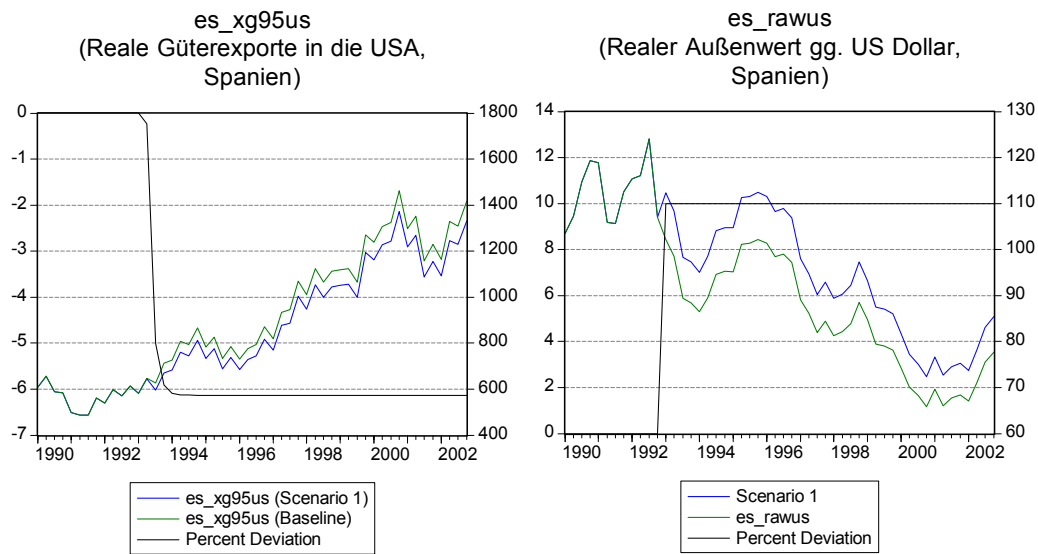
Langfristbeziehung: $\ln(es_xg95us) = -0,66 \cdot \ln(es_rawus) + 1,35 \cdot \ln(us_dtot95)$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.427262	Root Mean Squared Error	60.79453
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.834087	Mean Absolute Error	47.86756
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.330352	Mean Absolute Percentage Error	6.333509
White's heteroscedasticity test	0.322693	Theil Inequality Coefficient	0.036361
ARCH LM test (lag 1)	0.147285	Bias Proportion	0.001063
		Variance Proportion	0.007549
Stability tests		Covariance Proportion	0.991388
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.064919		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

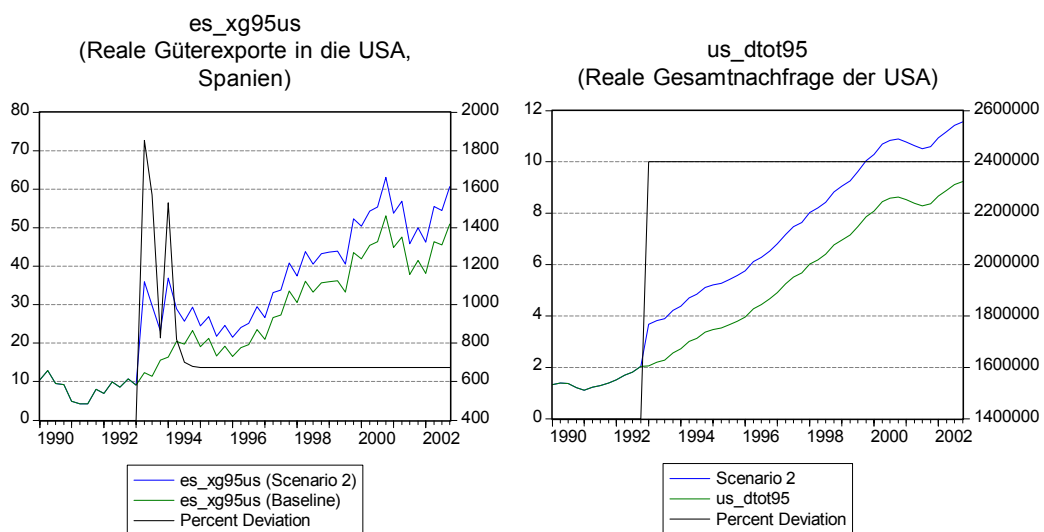
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Simulationen:

10 %ige reale Aufwertung:



Erhöhung der Gesamtnachfrage der USA um 10%



1.23 Spanien -- Warenexporte in die übrige Welt

Erklärung für gebrochenen Trend und Sprungdummy: EU-Beitritt 1986 bedeutete auch eine Umorientierung beim Außenhandel -- weg vom Rest der Welt hin zu den übrigen Mitgliedsländern.

Der reale Außenwert gegenüber einem breiten Länderkreis beinhaltet auch EWU-Länder, EU-Länder und die USA. Es war aber nicht möglich einen eigenen Außenwert gg. dem Rest der Welt zu finden oder zu berechnen. Der größte Teil der Länder hat ein Gewicht am Außenhandel von unter 1 %. Daher wird der reale Außenwert gg. einem breiten Länderkreis als Proxy verwendet.

Dependent Variable: D(LOG(ES_XG95ROW))

eq_es_xg95row

Method: Least Squares

Date: 06/05/04 Time: 10:45

Sample: 1980:2 2002:4

Included observations: 91

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ES_XG95ROW(-1))	-0.494540	0.085943	-5.754244	0.0000
LOG(ROW_GDP(-1))	1.757924	0.294000	5.979338	0.0000
LOG(ES_RAW(-1))	-0.667786	0.222004	-3.007986	0.0035
KT8601I	-0.012975	0.003723	-3.484976	0.0008
SD8601	-0.548172	0.095356	-5.748714	0.0000
C	-6.501065	1.143500	-5.685235	0.0000
Z1	-0.080828	0.026137	-3.092459	0.0027
Z2	-0.059870	0.024664	-2.427423	0.0174
Z3	-0.138393	0.024759	-5.589572	0.0000
R-squared	0.554780	Mean dependent var		0.014933
Adjusted R-squared	0.511343	S.D. dependent var		0.115832
S.E. of regression	0.080971	Akaike info criterion		-2.095782
Sum squared resid	0.537621	Schwarz criterion		-1.847455
Log likelihood	104.3581	F-statistic		12.77230
Durbin-Watson stat	2.034977	Prob(F-statistic)		0.000000

Langfristbeziehung:

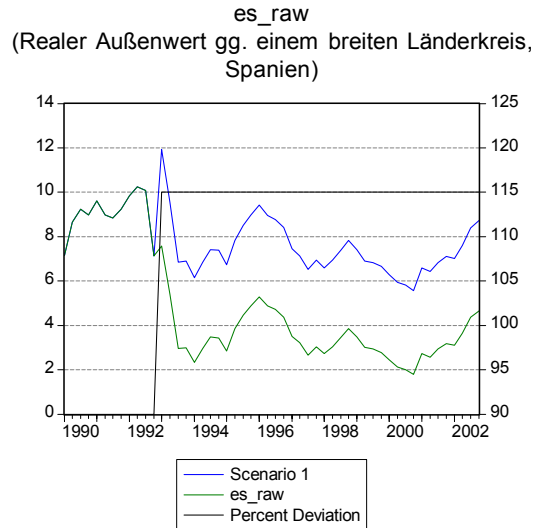
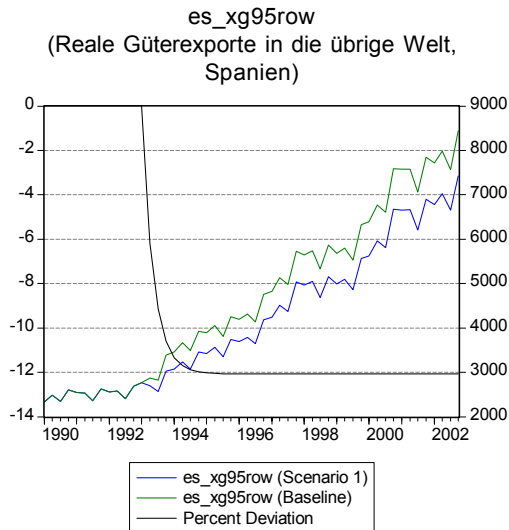
$$\ln(xg95row) = 3,55 \cdot \ln(row_gdp) - 1,35 \cdot \ln(raw) - 0,03 \cdot kt8601i - 1,11 \cdot s8601$$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.692858	Root Mean Squared Error	348.1795
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.70954	Mean Absolute Error	276.4508
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.287263	Mean Absolute Percentage Error	7.731063
White's heteroscedasticity test	0.08672	Theil Inequality Coefficient	0.041656
ARCH LM test (lag 1)	0.46768	Bias Proportion	0.001374
		Variance Proportion	0.00757
		Covariance Proportion	0.991056
Stability tests			
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.156622		
CUSUM test ^a	8		
CUSUM ² test ^a	2		

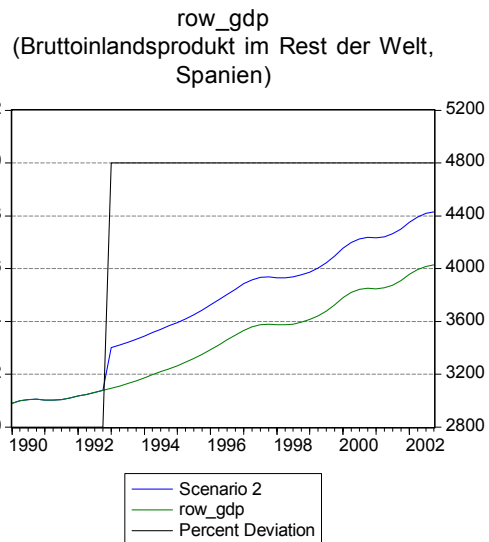
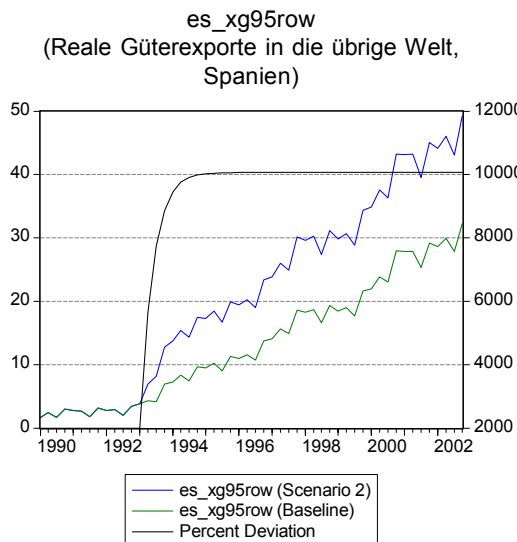
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Simulationen:

10%ige reale Aufwertung



Eine 10%ige Zunahme des BIP im Rest der Welt:



1.24 Spanien – Importe

Dependent Variable: D(LOG(ES_M95))			eq_es_m95	
Method: Least Squares				
Date: 06/05/04 Time: 11:58				
Sample: 1981:2 2002:4				
Included observations: 87				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ES_M95(-1))	-0.372379	0.065678	-5.669785	0.0000
LOG(ES_X95(-1)+ES_IMEQ95(-1))	0.378227	0.071552	5.286074	0.0000
LOG(ES_PM(-1)/ES_PGDP(-1)*100)	-0.279459	0.050156	-5.571759	0.0000
C	-1.450061	0.291769	-4.969900	0.0000
Z1	-0.044909	0.016325	-2.750921	0.0074
Z2	-0.021806	0.011812	-1.846058	0.0688
Z3	-0.100786	0.021353	-4.720105	0.0000
ID8601	-0.135956	0.030864	-4.405063	0.0000
ID9204	-0.102516	0.031019	-3.304971	0.0015
D(LOG(ES_M95(-4)))	0.278015	0.081246	3.421877	0.0010
D(LOG(ES_X95(-1)+ES_IMEQ95(-1)))	-0.248401	0.100221	-2.478542	0.0154
R-squared	0.884726	Mean dependent var		0.022576
Adjusted R-squared	0.869558	S.D. dependent var		0.081245
S.E. of regression	0.029343	Akaike info criterion		-4.101820
Sum squared resid	0.065437	Schwarz criterion		-3.790038
Log likelihood	189.4292	F-statistic		58.32981
Durbin-Watson stat	1.787888	Prob(F-statistic)		0.000000

Die Gleichung enthält zwei Impulsdummies. Diese stehen vermutlich für kurzfristige Schwankungen in Folge des spanischen EU-Beitritts (1986) und der Einführung des gemeinsamen Binnenmarkts (1992).

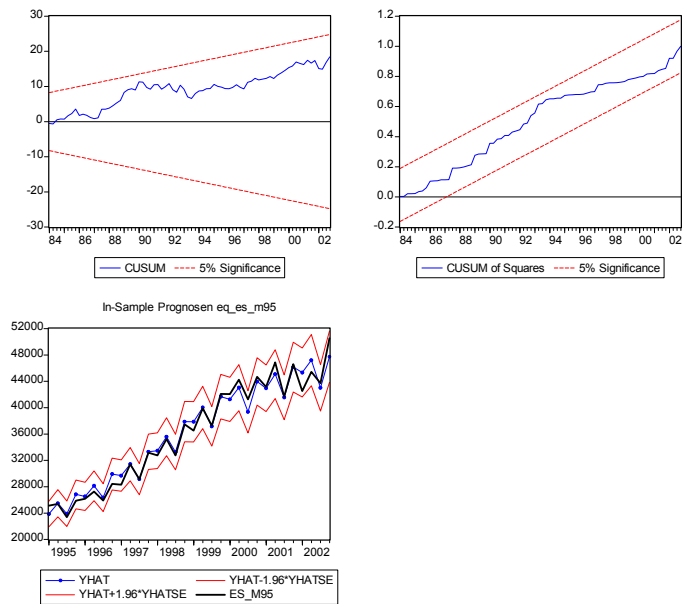
Langfristbeziehung: $\ln(m95) = 1,01 \cdot \ln(x95 + imeq95) - 0,75 \cdot \ln(es_pm/es_pgdp)$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.714754	Root Mean Squared Error	827.3571
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.449866	Mean Absolute Error	592.7702
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.616516	Mean Absolute Percentage Error	3.023933
White's heteroscedasticity test	0.374431	Theil Inequality Coefficient	0.016298
ARCH LM test (lag 1)	0.480355	Bias Proportion	0.000196
		Variance Proportion	0.005806
		Covariance Proportion	0.993997
Stability tests			
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.21706		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

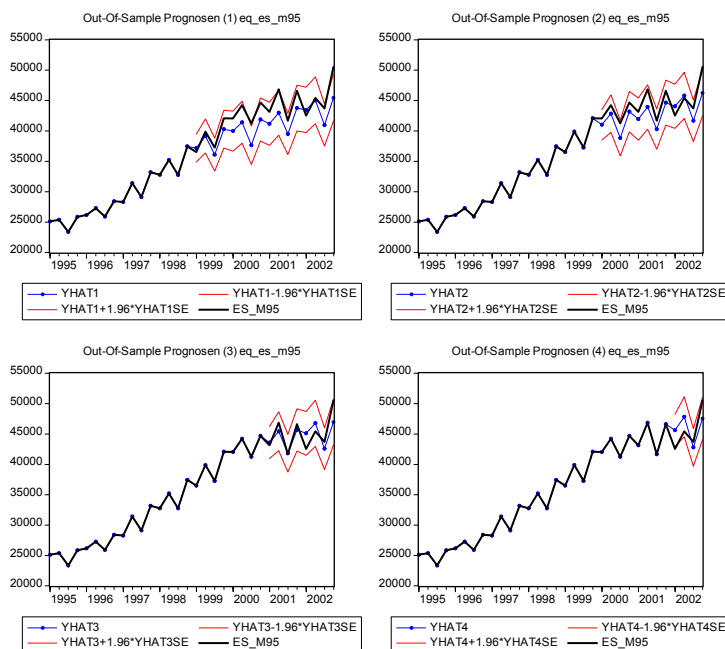
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Die Residuen sind normalverteilt, homoskedastisch und frei von Autokorrelation. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine nennenswerten systematischen Fehler.

Cusum-Tests und in-sample Prognose



Out-of-sample Prognosen



1.25 Spanien – Importpreise

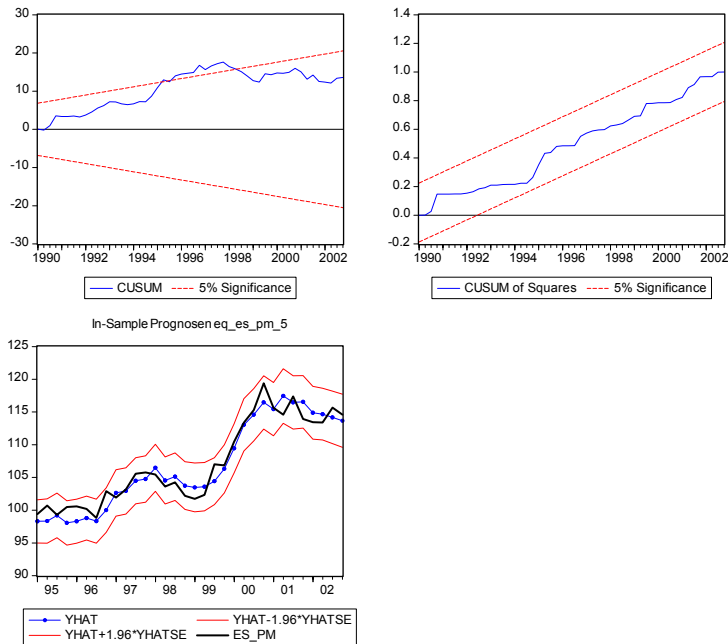
Dependent Variable: D(LOG(ES_PM))			eq_es_pm_5	
Method: Least Squares				
Date: 09/21/04 Time: 18:02				
Sample: 1988Q1 2002Q4				
Included observations: 60				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.386743	0.121746	3.176637	0.0025
LOG(ES_PM(-1))	-0.623402	0.099992	-6.234505	0.0000
LOG(ES_EU7_PC(-1)*ECU(-1))	0.161262	0.030723	5.248985	0.0000
LOG(OIL\$(-1)*USD(-1))	0.027154	0.010978	2.473399	0.0167
LOG(USD(-1))	0.145426	0.032965	4.411507	0.0001
D(LOG(USD))	0.186477	0.044612	4.179932	0.0001
D(LOG(USD(-1)))	-0.158971	0.045263	-3.512208	0.0009
D(LOG(OIL\$(-4)*USD(-4)))	0.040398	0.014958	2.700719	0.0093
R-squared	0.547427	Mean dependent var	0.005278	
Adjusted R-squared	0.486504	S.D. dependent var	0.021677	
S.E. of regression	0.015534	Akaike info criterion	-5.368050	
Sum squared resid	0.012547	Schwarz criterion	-5.088804	
Log likelihood	169.0415	F-statistic	8.985518	
Durbin-Watson stat	1.937135	Prob(F-statistic)	0.000000	

Langfristbeziehung: $\ln(pm) = 0,04 \cdot \ln(oil\$ \cdot usd) + 0,26 \cdot \ln(es_eu7_pc \cdot ecu) + 0,23 \cdot \ln(usd)$

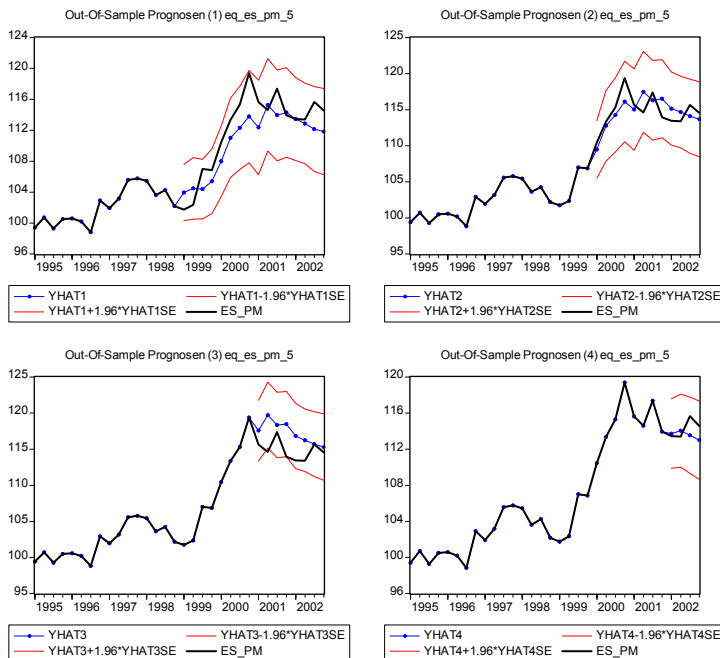
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.53035	Root Mean Squared Error	1.573243
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.865766	Mean Absolute Error	1.313977
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.404452	Mean Absolute Percentage Error	1.339685
White's heteroscedasticity test	0.291763	Theil Inequality Coefficient	0.007946
ARCH LM test (lag 1)	0.800898	Bias Proportion	0.00001
		Variance Proportion	0.004927
		Covariance Proportion	0.995063
Stability tests			
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.663728		
CUSUM test ^a			
CUSUM ² test ^a			
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.			

Die Residuen sind normalverteilt, homoskedastisch und frei von Autokorrelation. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine systematischen Fehler.

Cusum-Tests und In-sample Prognose



Out-of-sample Prognosen



1.26 Spanien – Exportpreise

Dependent Variable: D(LOG(ES_PX))

eq_es_px_8

Method: Least Squares

Date: 09/21/04 Time: 13:14

Sample(adjusted): 1980Q4 2002Q4

Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ES_PX(-1))	-0.207665	0.051687	-4.017720	0.0001
LOG(ES_PM(-1))	0.087708	0.021374	4.103552	0.0001
LOG(ES_PC(-1))	0.096227	0.033998	2.830346	0.0059
C	0.118440	0.048590	2.437521	0.0171
Z1	-0.011960	0.004796	-2.493495	0.0148
Z2	0.004680	0.004872	0.960515	0.3398
Z3	-0.016167	0.004592	-3.520828	0.0007
D(LOG(ES_PM))	0.351031	0.054214	6.474888	0.0000
D(LOG(ES_PX(-2)))	-0.192411	0.089248	-2.155921	0.0342
D(LOG(ES_PX(-1)))	-0.246329	0.082487	-2.986271	0.0038
DLOG(ES_PC(-0))	-0.161317	0.092733	-1.739587	0.0859
R-squared	0.789924	Mean dependent var	0.012640	
Adjusted R-squared	0.762992	S.D. dependent var	0.025521	
S.E. of regression	0.012425	Akaike info criterion	-5.823015	
Sum squared resid	0.012041	Schwarz criterion	-5.515431	
Log likelihood	270.1242	F-statistic	29.32949	
Durbin-Watson stat	1.927316	Prob(F-statistic)	0.000000	

Langfristbeziehung: $\ln(px) = 0,42 \cdot \ln(pm) + 0,46 \cdot \ln(pc)$

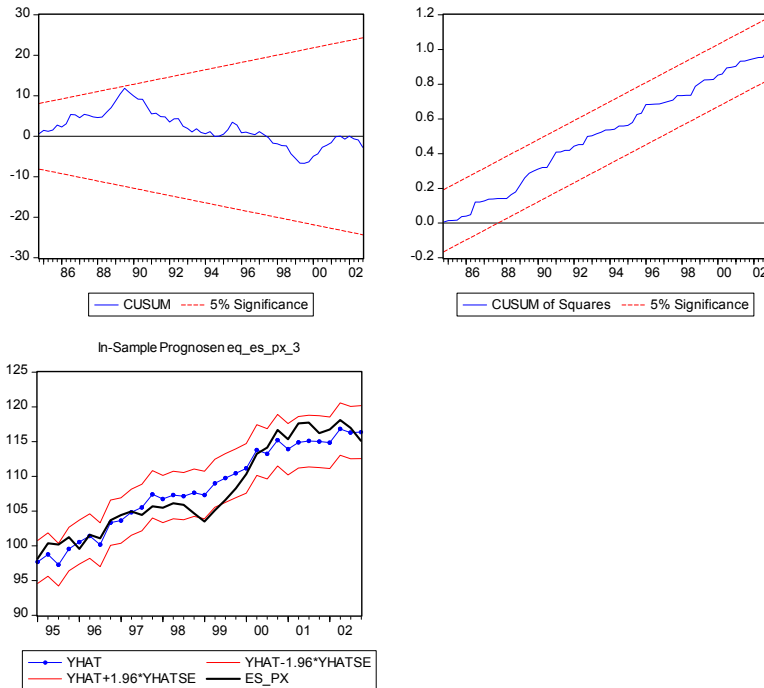
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0,017	Root Mean Squared Error	1,26
Serial Correlation LM test (lag 1)	0,65	Mean Absolute Error	0,96
Serial Correlation LM test (lag 4)	0,74	Mean Absolute Percentage Error	1,15
White's heteroscedasticity test	0,00	Theil Inequality Coefficient	0,007
ARCH LM test (lag 1)	0,00	Bias Proportion	0,012
		Variance Proportion	0,005
		Covariance Proportion	0,983
Stability tests			
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0,17		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	1		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

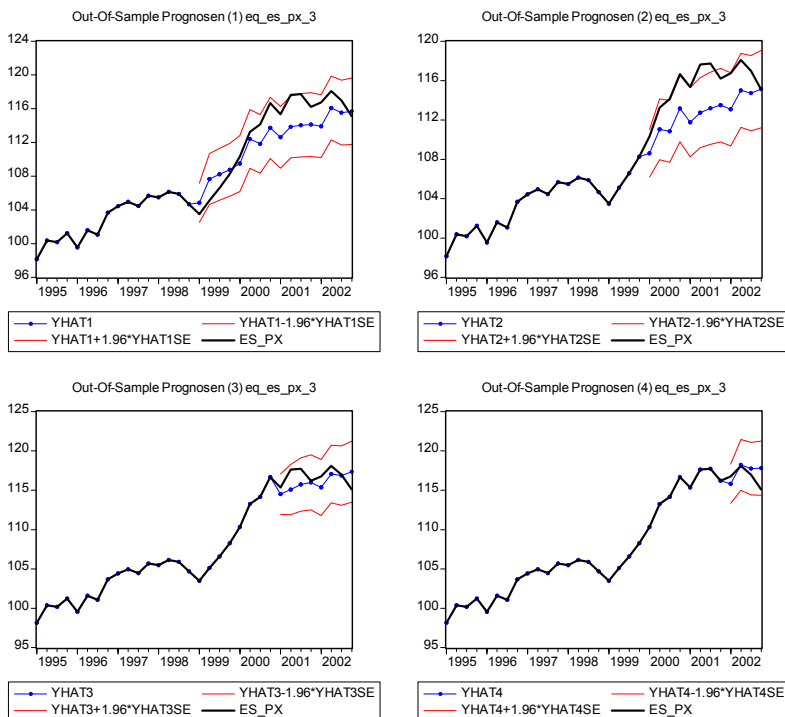
Die Residuen sind nicht normalverteilt, aber frei von Autokorrelation. Des Weiteren zeigt der ARCH-Test ein signifikantes Ergebnis, was daran liegt, dass die Zeitreihen für den Deflator des privaten Konsums ein Saisonmuster zwischen 1980 und 1992 aufweist, das dann plötzlich verschwindet. Bei der Modellspezifikation liefert der White-Test und der Reset-Test unterschiedliche Ergebnisse. Während der Reset-Test die Modellspezifikation stützt, gibt der White-Test einen Hinweis darauf, dass möglicherweise Nichtlinearitäten modelliert werden sollten. Wir haben uns bei

der Modellwahl auf den Reset-Test gestützt. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine systematischen Fehler.

Cusum und Out-of-sample Prognosen



Out-of-sample Prognosen



1.27 Niederlande -- Warenexporte in die EWU

Dependent Variable: DLOG(NL_XG95_EWU)			eq_nl_xg95_ewu_5	
Method: Least Squares				
Date: 06/08/04 Time: 15:33				
Sample(adjusted): 1981Q2 2003Q3				
Included observations: 90 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(NL_XG95_EWU(-1))	-0.404199	0.078910	-5.122294	0.0000
LOG(EU8ONL_M95(-1))	0.108898	0.072173	1.508844	0.1354
LOG(NL_REEV_MEIC(-1))	-0.267507	0.101325	-2.640082	0.0100
@TREND	0.003880	0.001027	3.777105	0.0003
C	3.653869	1.140640	3.203349	0.0020
Z1	0.075100	0.012269	6.121149	0.0000
Z2	0.014074	0.013007	1.081964	0.2826
Z3	0.018638	0.015450	1.206361	0.2313
DLOG(NL_XG95_EWU(-4))	0.370142	0.071905	5.147649	0.0000
DLOG(EU8ONL_M95(-0))	0.775005	0.136961	5.658589	0.0000
I9801	-0.045012	0.024552	-1.833285	0.0706
I9804	0.066418	0.024226	2.741535	0.0076
R-squared	0.896471	Mean dependent var		0.010868
Adjusted R-squared	0.881870	S.D. dependent var		0.068302
S.E. of regression	0.023475	Akaike info criterion		-4.542176
Sum squared resid	0.042985	Schwarz criterion		-4.208868
Log likelihood	216.3979	F-statistic		61.40083
Durbin-Watson stat	2.081052	Prob(F-statistic)		0.000000

Die Schätzgleichung enthält zwei Impulsdummies zur Eliminierung von Extremwerten in den Residuen.

Langfristbeziehung:

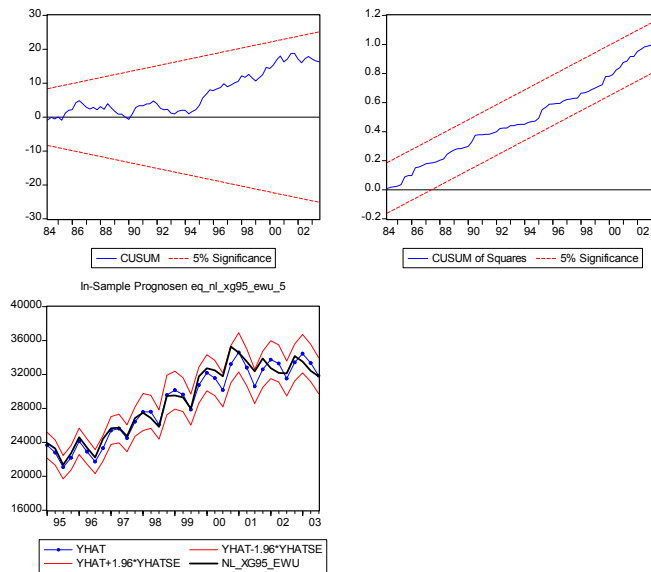
$$\ln(\text{NL_XG95_EWU}) = 0,27 * \ln(\text{EU8ONL_M95}) - 0,66 * \ln(\text{NL_REEV_MEIC}) + 0,01 * \text{TREND}$$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.315678	Root mean squared error	615.94
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.584496	Mean absolute percent error	2.278785
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.709828	Theil inequality coefficient	0.014021
White's heteroscedasticity test	0.826895	Bias proportion	0.001965
ARCH LM test (lag 1)	0.633164	Variance proportion	0.038902
		Covariance proportion	0.959133
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.018912		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

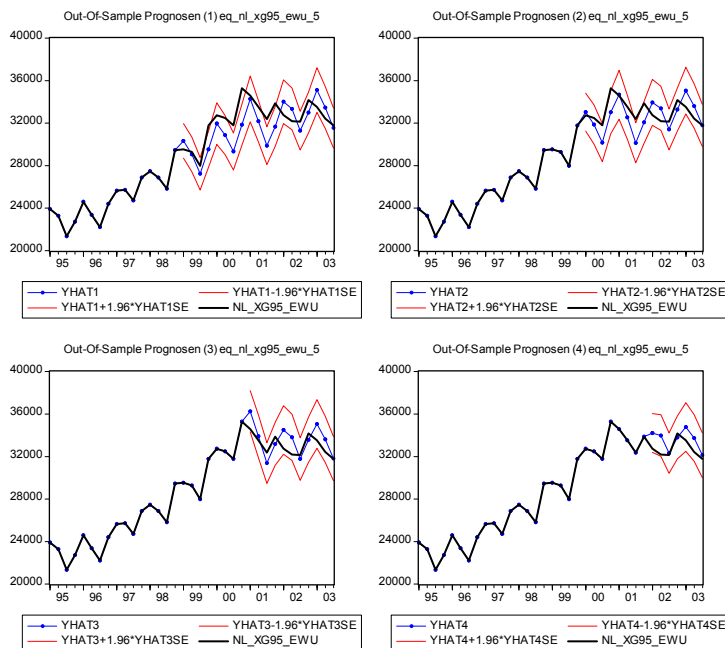
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Die Residuen sind normalverteilt, homoskedastisch und frei von Autokorrelation. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine nennenswerten systematischen Fehler.

Cusum-Tests und in-sample Prognosen



Out-of-sample Prognosen



1.28 Niederlande -- Warenexporte in die übrige Welt (Nicht-EWU-Länder)

Dependent Variable: DLOG(NL_XG95_ROW)		eq_nl_xg95_row		
Method: Least Squares				
Date: 06/05/04 Time: 17:21				
Sample(adjusted): 1980:3 2003:3				
Included observations: 93 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(NL_XG95_ROW(-1))	-0.324167	0.070470	-4.600065	0.0000
LOG(ROW_GDP95(-1))	0.330297	0.088747	3.721794	0.0004
LOG(NL_REEV_MEIC(-1))	-0.229564	0.122494	-1.874077	0.0645
S9301*@TREND	0.001417	0.000318	4.456160	0.0000
C	2.534105	0.790911	3.204033	0.0019
Z1	-0.053121	0.011559	-4.595817	0.0000
Z2	-0.020961	0.009778	-2.143718	0.0351
Z3	-0.060607	0.010744	-5.641144	0.0000
DLOG(NL_REEV_MEIC(-1))	-0.511650	0.226118	-2.262757	0.0263
DLOG(NL_XG95_ROW(-1))	-0.139198	0.085638	-1.625416	0.1080
I9004	-0.091820	0.033125	-2.771919	0.0069
I8104	-0.095672	0.033922	-2.820323	0.0060
R-squared	0.670327	Mean dependent var	0.012279	
Adjusted R-squared	0.625557	S.D. dependent var	0.051672	
S.E. of regression	0.031619	Akaike info criterion	-3.950195	
Sum squared resid	0.080981	Schwarz criterion	-3.623408	
Log likelihood	195.6841	F-statistic	14.97256	
Durbin-Watson stat	1.970523	Prob(F-statistic)	0.000000	

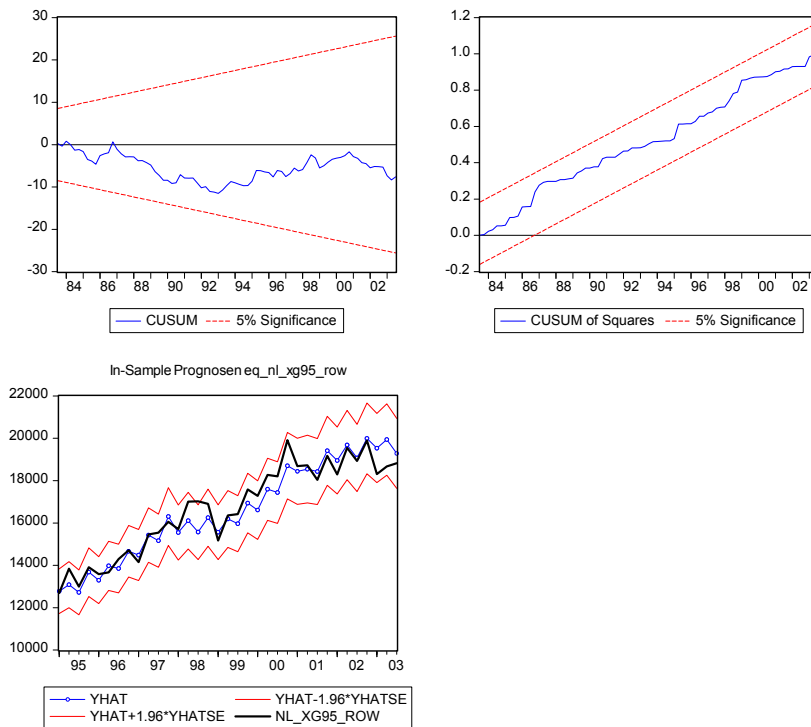
Langfristbeziehung:

$$\ln(\text{nl_xg95_row}) = 1,02 * \ln(\text{row_gdp95}) - 0,71 * \ln(\text{nl_reev}) + 0,004 * (\text{trend} * \text{s9301})$$

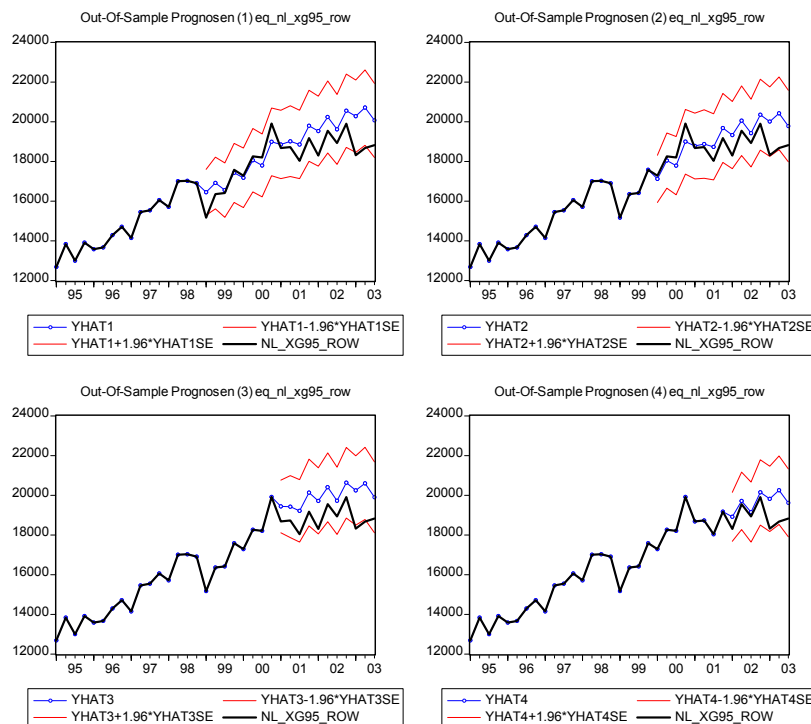
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.71	Root mean squared error	435.78
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.84	Mean absolute percent error	2.80
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.17	Theil inequality coefficient	0.018
White's heteroscedasticity test	0.78	Bias proportion	0.003
ARCH LM test (lag 1)	0.91	Variance proportion	0.006
		Covariance proportion	0.991
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.55		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Cusum-Tests und In-sample-Prognose

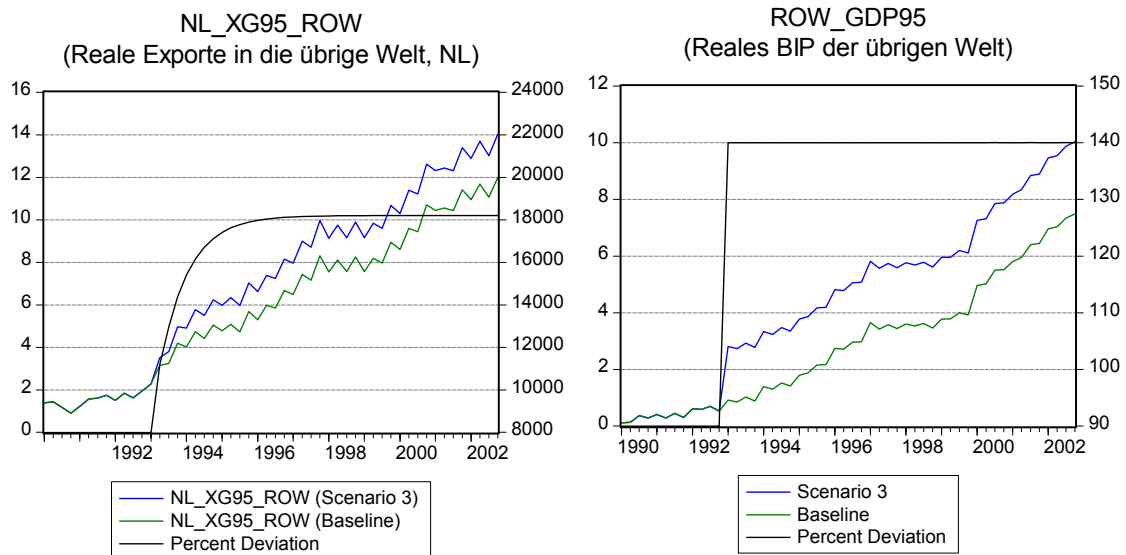


Out-of-sample-Prognose

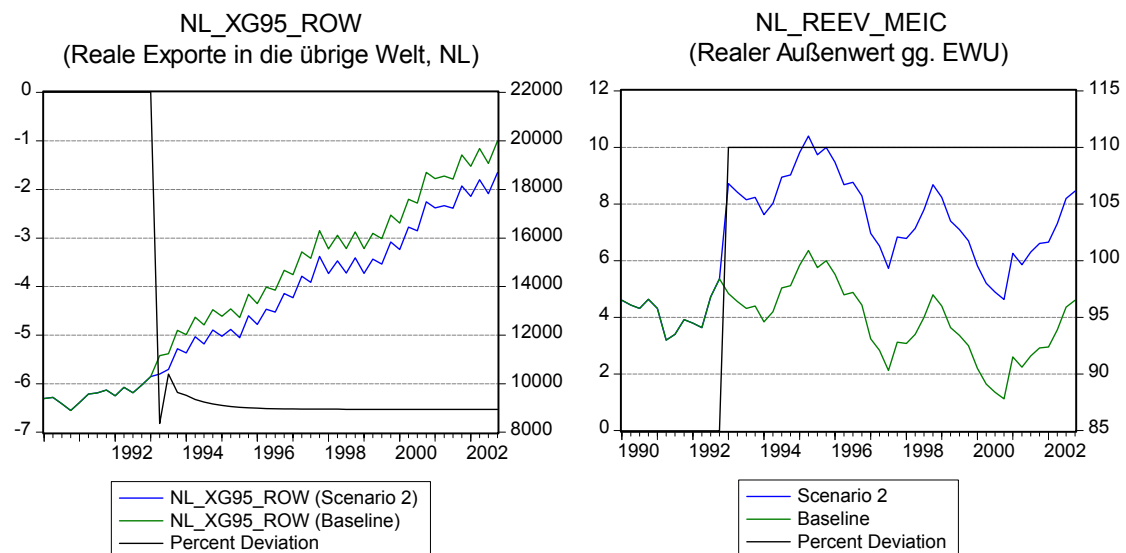


Simulationen

10%ige Erhöhung des BIP im Rest der Welt:



10%ige reale Aufwertung gegenüber einem breiten Länderkreis:



1.29 Niederlande -- Dienstleistungsexporte

Dependent Variable: LOG(NL_XS95)

Method: Least Squares

Date: 06/05/04 Time: 17:14

Sample(adjusted): 1987:1 2003:3

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(NL_XG95)	0.119786	0.085776	1.396504	0.1677
LOG(NL_REEV_MEIC)	-0.734846	0.109968	-6.682354	0.0000
@TREND	0.013540	0.001253	10.80150	0.0000
C	10.16042	1.181402	8.600308	0.0000
Z1	-0.065738	0.008459	-7.771831	0.0000
Z2	-0.074052	0.008566	-8.645052	0.0000
Z3	0.015384	0.009849	1.561883	0.1236
R-squared	0.994675	Mean dependent var		8.888185
Adjusted R-squared	0.994143	S.D. dependent var		0.316138
S.E. of regression	0.024195	Akaike info criterion		-4.506766
Sum squared resid	0.035123	Schwarz criterion		-4.276425
Log likelihood	157.9767	F-statistic		1868.056
Durbin-Watson stat	1.712038	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: DLOG(NL_XS95)

Method: Least Squares

Date: 06/02/04 Time: 17:26

Sample(adjusted): 1988Q2 2003Q3

Included observations: 62 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.018753	0.003168	5.919102	0.0000
Z1	-0.087540	0.012361	-7.081748	0.0000
Z2	-0.077862	0.015490	-5.026450	0.0000
Z3	0.043334	0.010769	4.023942	0.0002
RES2(-1)	-0.422077	0.134122	-3.146953	0.0027
DLOG(NL_XS95(-1))	-0.320789	0.098298	-3.263439	0.0019
DLOG(NL_XS95(-5))	-0.131282	0.064048	-2.049754	0.0454
DLOG(NL_XG95(-2))	0.333139	0.094037	3.542638	0.0008
DLOG(NL_REEV_MEIC(-0))	-0.364987	0.147218	-2.479226	0.0164
I9002	-0.056732	0.018671	-3.038541	0.0037
R-squared	0.926974	Mean dependent var		0.015600
Adjusted R-squared	0.914335	S.D. dependent var		0.061209
S.E. of regression	0.017915	Akaike info criterion		-5.059668
Sum squared resid	0.016689	Schwarz criterion		-4.716582
Log likelihood	166.8497	F-statistic		73.34191
Durbin-Watson stat	1.672293	Prob(F-statistic)		0.000000

Langfristbeziehung:

$$\ln(\text{nl_xx95}) = 0,12 * \ln(\text{nl_xg95}) - 0,73 * \ln(\text{nl_reev_meic}) + 0,01 * \text{trend}$$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)
Normality test (Jarque-Bera)	0.38	Root mean squared error
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.08	Mean absolute percent error
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.01	Theil inequality coefficient
White's heteroscedasticity test	0.46	Bias proportion
Reset test (No. of fitted terms: 1)	0.00	Variance proportion
ARCH LM test (lag 1)	0.97	Covariance proportion
Stability tests		
CUSUM test ^a	0	
CUSUM ² test ^a	0	
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.		

1.30 Niederlande – Importe

Dependent Variable: DLOG(NL_M95)			eq_nl_m95_neu	
Method: Least Squares				
Date: 06/05/04 Time: 21:38				
Sample(adjusted): 1981:3 2003:4				
Included observations: 90 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.957420	0.538308	-1.778572	0.0793
Z1	-0.094648	0.013890	-6.814160	0.0000
Z2	-0.055877	0.008416	-6.639590	0.0000
Z3	-0.124074	0.015965	-7.771809	0.0000
I8703	0.063958	0.020092	3.183241	0.0021
I9501	0.048819	0.019507	2.502677	0.0144
LOG(NL_M95(-1))	-0.301264	0.112543	-2.676887	0.0091
LOG(NL_X95(-1)+NL_C95(-1))	0.367207	0.149483	2.456522	0.0163
LOG(NL_PM(-1)/NL_PGDP(-1))	-0.062130	0.036040	-1.723940	0.0887
DLOG(NL_X95(-3)+NL_C95(-3))	0.414068	0.147781	2.801907	0.0064
DLOG(NL_X95(-4)+NL_C95(-4))	0.305774	0.163296	1.872518	0.0649
DLOG(NL_PM(-5)/NL_PGDP(-5))	0.191876	0.092979	2.063663	0.0424
I8801	-0.040823	0.020220	-2.018975	0.0470
R-squared	0.886052	Mean dependent var		0.012315
Adjusted R-squared	0.868293	S.D. dependent var		0.051550
S.E. of regression	0.018708	Akaike info criterion		-4.986818
Sum squared resid	0.026950	Schwarz criterion		-4.625735
Log likelihood	237.4068	F-statistic		49.89541
Durbin-Watson stat	2.044394	Prob(F-statistic)		0.000000

Die Gleichung enthält drei Impulsdummies, die Ausreißer in den Residuen auffangen.

Langfristbeziehung: $\ln(\text{nl_m95}) = 1,2 * \ln(\text{nl_x95} + \text{nl_c95}) - 0,21 * \ln(\text{nl_prel})$

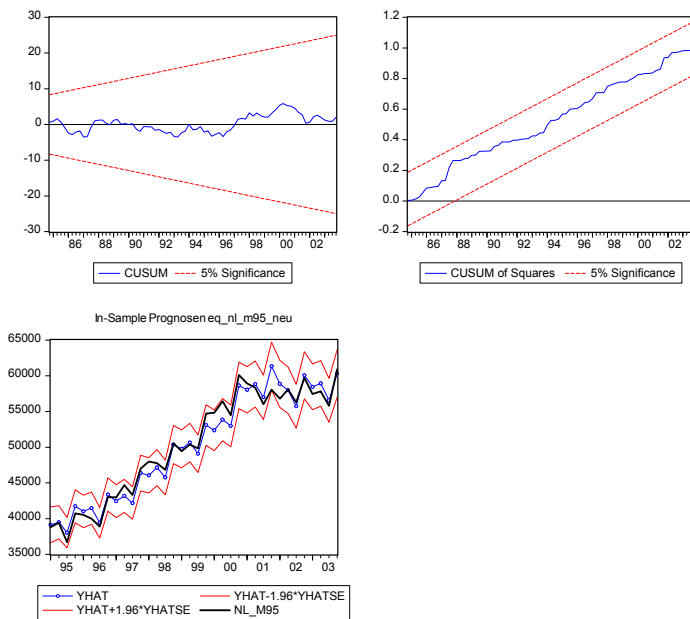
Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.36	Root mean squared error	936.7
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.75	Mean absolute percent error	2.00
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.59	Theil inequality coefficient	0.01
White's heteroscedasticity test	0.28	Bias proportion	0.00
ARCH LM test (lag 1)	0.04	Variance proportion	0.00
		Covariance proportion	1.00
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.06		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

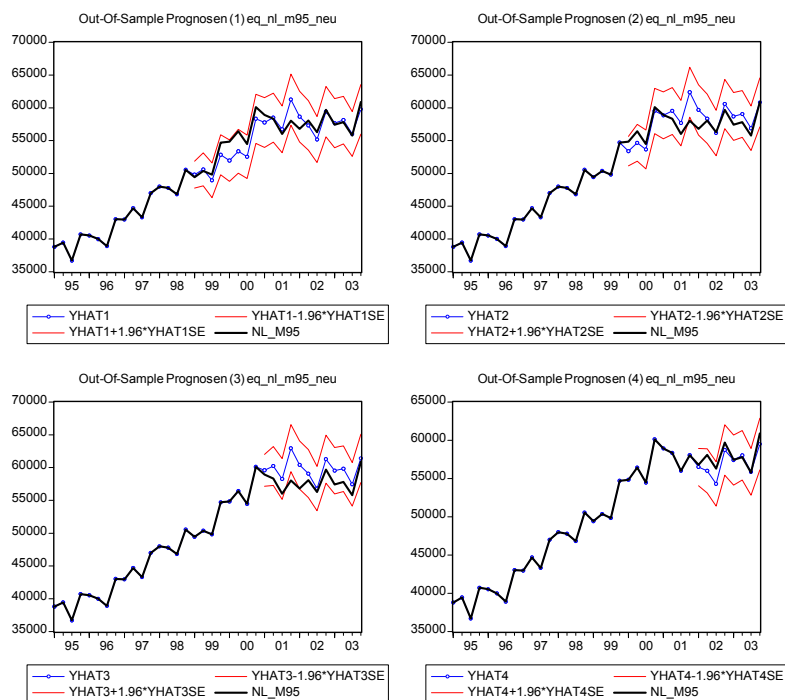
Die Residuen sind normalverteilt und frei von Autokorrelation. Allerdings zeigen sie auto-regressive bedingte Heteroskedastizität. Das Ergebnis des RESET-Tests ist nur knapp unterhalb des

kritischen Werts. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine nennenswerten systematischen Fehler.

Cusum-Tests und in-sample Prognose



Out-of-sample Prognose



1.31 Niederlande – Importpreise

Dependent Variable: DLOG(NL_PM)

es_nl_pm

Method: Least Squares

Date: 09/21/04 Time: 17:38

Sample(adjusted): 1981Q2 2003Q3

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(NL_PM(-1))	-0.662143	0.090907	-7.283757	0.0000
LOG(NL_PGESDEF(-1))	0.689268	0.141691	4.864584	0.0000
LOG(NL_PC(-1)/NL_REEV_MEIC(-1))	0.199622	0.052038	3.836070	0.0003
LOG(OIL\$(-1)/NL_NEEV_US(-1))	0.027654	0.007354	3.760608	0.0003
C	0.284596	0.360696	0.789018	0.4327
@TREND(1970:1)	-0.003554	0.000669	-5.315748	0.0000
Z1	0.015846	0.003678	4.308942	0.0001
Z2	0.003711	0.003376	1.099213	0.2753
Z3	0.001556	0.003214	0.484006	0.6298
I8104	-0.038209	0.010369	-3.684901	0.0004
I9804	0.029524	0.009619	3.069373	0.0030
DLOG(NL_PM(-1))	0.433237	0.083022	5.218347	0.0000
DLOG(NL_PM(-2))	0.257909	0.065139	3.959385	0.0002
DLOG(NL_PM(-4))	0.200199	0.053850	3.717734	0.0004
DLOG(NL_PC(-0)/NL_REEV_MEIC(-0))	0.299596	0.064514	4.643921	0.0000
DLOG(OIL\$(-0)/NL_NEEV_US(-0))	0.080879	0.007546	10.71795	0.0000
DLOG(NL_PGESDEF(-1))	-0.526978	0.154881	-3.402475	0.0011
R-squared	0.858121	Mean dependent var	5.91E-05	
Adjusted R-squared	0.827024	S.D. dependent var	0.021589	
S.E. of regression	0.008979	Akaike info criterion	-6.419432	
Sum squared resid	0.005885	Schwarz criterion	-5.947246	
Log likelihood	305.8744	F-statistic	27.59518	
Durbin-Watson stat	1.924119	Prob(F-statistic)	0.000000	

Die Gleichung enthält zwei Impulsdummies, um Extremwerte in den Residuen zu eliminieren.

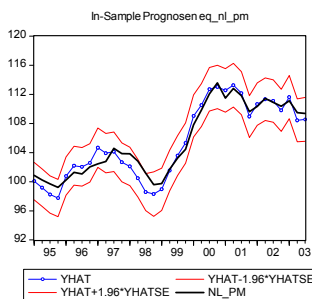
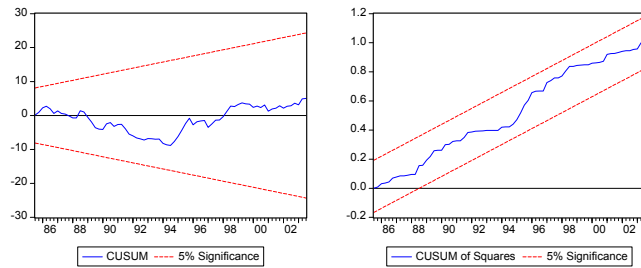
$$\ln(\text{nl_pm}) = 1,04 \cdot \ln(\text{nl_pgesdef}) + 0,30 \cdot \ln(\text{nl_pc/nl_reev_meic}) + 0,04 \cdot \ln(\text{oil\$ / nl_neev_us}) + 0,004 \cdot \text{@trend}$$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.0207	Root mean squared error	1.2632
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.9751	Mean absolute percent error	0.9559
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.6871	Theil inequality coefficient	0.0059
White's heteroscedasticity test	0.2476	Bias proportion	0.0000
ARCH LM test (lag 1)	0.7501	Variance proportion	0.0121
		Covariance proportion	0.9979
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.8691		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

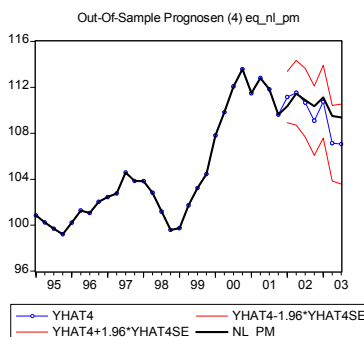
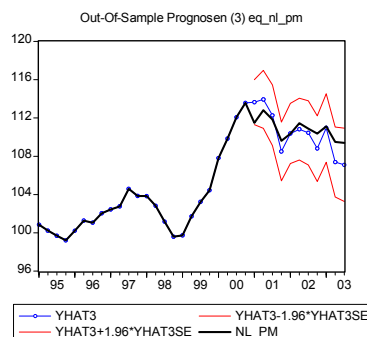
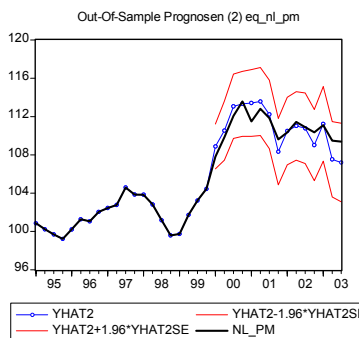
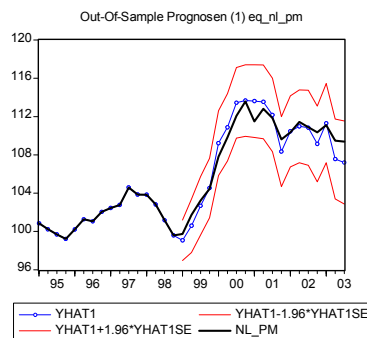
^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Die Residuen sind nicht normal verteilt, alle anderen Teststatistiken sind aber Ordnung. Die Gleichung ist im Schätzzeitraum stabil und zeigt hervorragende In-Sample-Prognoseeigenschaften.

Cusum-Tests und in-sample Prognose



Out-of-sample Prognosen



1.32 Niederlande -- Exportpreise

Dependent Variable: DLOG(NL_PX)			eq_nl_px_a	
Method: Least Squares				
Date: 06/05/04 Time: 22:28				
Sample(adjusted): 1981:4 2003:3				
Included observations: 88 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.119912	0.070623	-1.697917	0.0936
Z1	0.006334	0.003034	2.088013	0.0401
Z2	-0.000743	0.002610	-0.284820	0.7766
Z3	0.002650	0.002923	0.906578	0.3675
LOG(NL_PX(-1))	-0.747891	0.075006	-9.971021	0.0000
LOG(NL_PM(-1))	0.776183	0.077173	10.05769	0.0000
@TREND(1970:1)	-0.000137	3.78E-05	-3.619962	0.0005
DLOG(NL_PX(-4))	0.195359	0.067437	2.896914	0.0049
DLOG(NL_PX(-6))	-0.091241	0.044363	-2.056694	0.0431
DLOG(NL_PM(0))	0.667032	0.044465	15.00132	0.0000
DLOG(NL_PM(-3))	0.194397	0.046683	4.164193	0.0001
DLOG(NL_PM(-4))	-0.169795	0.067461	-2.516938	0.0139
R-squared	0.860108	Mean dependent var	-0.000519	
Adjusted R-squared	0.839861	S.D. dependent var	0.018910	
S.E. of regression	0.007567	Akaike info criterion	-6.803821	
Sum squared resid	0.004352	Schwarz criterion	-6.466002	
Log likelihood	311.3681	F-statistic	42.47975	
Durbin-Watson stat	1.706491	Prob(F-statistic)	0.000000	

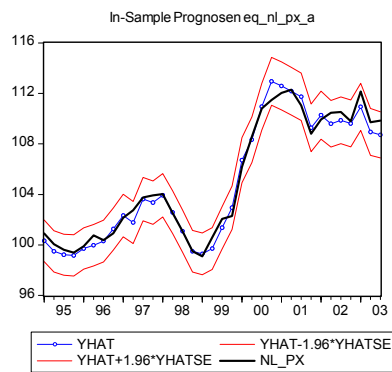
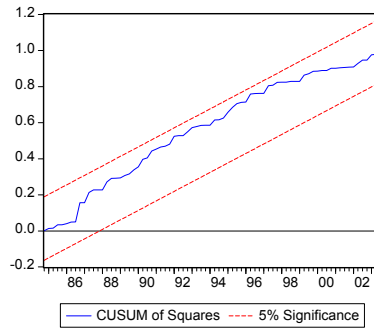
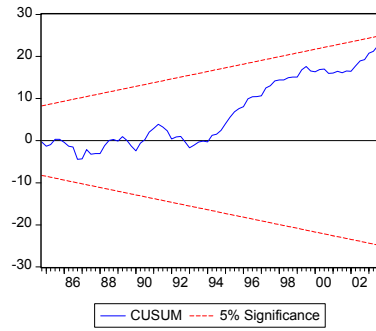
Langfristbeziehung: $\ln(nl_px) = 1,0 \cdot \ln(nl_pm) - 0,0002 \cdot @trend$

Residual tests	Probability	Forecast evaluation (dynamic in-sample)	
Normality test (Jarque-Bera)	0.70	Root mean squared error	0.87
Serial Correlation LM test (lag 1)	0.16	Mean absolute percent error	0.64
Serial Correlation LM test (lag 4)	0.57	Theil inequality coefficient	0.004
White's heteroscedasticity test	0.03	Bias proportion	0.00
ARCH LM test (lag 1)	0.86	Variance proportion	0.00
		Covariance proportion	1.00
Stability tests			
Reset test (no. of fitted terms: 1)	0.42		
CUSUM test ^a	0		
CUSUM ² test ^a	0		

^a Number of quarters where the cumulative sum goes outside the area between the 5% critical lines.

Die Residuen sind normalverteilt und frei von Autokorrelation, aber heteroskedastisch. Die Schätzgleichung ist im Schätzzeitraum stabil. Bei der In-Sample-Prognose ergeben sich keine systematischen Fehler.

Cusum-Tests und in-sample Prognosen



Out-of-sample Prognosen

